



La déformation de la loi d'Okun au cours du cycle économique

Gaëtan Stephan

► To cite this version:

Gaëtan Stephan. La déformation de la loi d'Okun au cours du cycle économique. Economies et finances. Université de Rennes, 2014. Français. NNT : 2014REN1G043 . tel-01238893

HAL Id: tel-01238893

<https://theses.hal.science/tel-01238893>

Submitted on 7 Dec 2015

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



THÈSE / UNIVERSITÉ DE RENNES 1
sous le sceau de l'Université Européenne de Bretagne

pour le grade de
DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ DE RENNES 1

Mention : Sciences Economiques

Ecole doctorale SHOS

Présentée par

Gaëtan Stephan

Préparée à l'unité de recherche CREM-UMR 6211

Centre de Recherche en Economie et Management
Faculté des Sciences Economiques

La déformation de la loi d'Okun au cours du cycle économique

**Thèse soutenue à Rennes
le 1^{er} Décembre 2014**

devant le jury composé de :

Stephen Bazen
Professeur au GREQUAM /
Rapporteur

Catherine Bruneau Chassefiere
Professeur à l'Université Paris 1 /
Rapporteur

Jean-Jacques Durand
Professeur à l'Université de Rennes 1 /
Examineur

Christophe Tavéra
Professeur à l'Université de Rennes 1 /
Directeur de thèse

L'Université de Rennes 1 n'entend donner
aucune approbation ni improbation aux opinions
émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être
considérées comme propres à leur auteur.

Sommaire

Remerciements	1
Introduction Générale	3
1 La méta-analyse du coefficient d’Okun	15
1.1 Introduction	16
1.2 Le choix de la variable endogène	17
1.3 Le choix de la littérature dans la méta-analyse	21
1.4 Méta-analyse : test du biais de publication	25
1.5 Analyse graphique et estimation bivariée du biais de publication et de l’effet “authentique”	32
1.6 Une approche multi-variée de la méta-analyse	37
1.7 Conclusion	43
2 Les fondements empiriques de la loi d’Okun	45
2.1 Introduction	46
2.2 La loi d’Okun aux Etats-Unis : valeur et évolution	47
2.3 Les fondements empiriques de la loi d’Okun	55
2.4 Le marché du travail pendant les récessions et les reprises	60
2.5 Les fondements empiriques de la loi d’Okun remis en cause ?	74
2.6 La déformation de la loi d’Okun au cours des phases du cycle	83
2.7 Conclusion	97
2.A Annexes du Premier Chapitre	100
3 La nature des fluctuations macroéconomiques en Europe	101
3.1 Introduction	102
3.2 Le modèle à composantes inobservées corrélées	105
3.3 La primauté des chocs permanents dans le PIB réel	112
3.4 La composante permanente du chômage	119
3.5 Les corrélations reliant le PIB réel et le chômage	124

3.6	Robustesse des résultats	128
3.7	Comparaison avec le modèle de Clark	139
3.8	Conclusion	148
3.A	Annexes du Troisième Chapitre	149
B	Mise en forme du modèle CIC en espace-état	152
C	Tests de racine unitaire sur les séries du PIB réel et du chômage	153
4	L'asymétrie à long terme de la loi d'Okun	159
4.1	Introduction	160
4.2	Revue de la littérature	162
4.3	Le modèle autorégressif cointégré et asymétrique	172
4.4	Résultats	178
4.5	Asymétrie de la courbe de Phillips	191
4.6	Conclusion	202
4.A	Annexes du Quatrième Chapitre	204
	Conclusion Générale	207
	Bibliographie	213
	Table des figures	223
	Liste des tableaux	225

Remerciements

Une thèse est l'aboutissement d'un travail solitaire mais sa réussite est souvent celle de plusieurs personnes auxquelles je souhaite rendre hommage. Tout d'abord, je souhaite remercier vivement mon directeur de thèse le Professeur Christophe Tavéra d'avoir accepté d'encadrer ce travail. Je tiens à souligner ici ses qualités que sont la confiance, la rigueur ainsi que la patience dont il a fait preuve depuis le début de la thèse. C'est grâce à son soutien depuis le Master 2 que ce travail a pu voir le jour et je lui en suis reconnaissant.

Ma profonde gratitude va aux Professeurs Stephen Bazen et Catherine Bruneau Chassefiere pour avoir accepté d'être les rapporteurs de ce travail. J'adresse aussi mes remerciements les plus profonds au Professeur Jean-Jacques Durand pour l'honneur qu'il me fait de faire partie de ce jury de thèse.

Au cours cette thèse, j'ai bénéficié d'un environnement de travail exceptionnel qui ont permis le déroulement dans les meilleures conditions possibles de ce travail. J'adresse mes remerciements les plus profonds aux personnels du laboratoire du CREM, de l'école doctorale SHOS ainsi que celui de la Faculté des Sciences Economiques de Rennes 1.

Durant ma thèse, j'ai effectué des enseignements en tant que chargé de travaux dirigés et je tiens à saluer les enseignants avec lesquels j'ai travaillé. Je profite donc de ces remerciements pour exprimer ma gratitude envers Chantal Gueguen, Fabien Moizeau et Nathalie Colombier pour leur compréhension et bienveillance. Je tiens également à saluer un des rapporteurs de la *Revue d'économie politique* pour ses commentaires et suggestions qui m'ont permis d'améliorer grandement la qualité du troisième chapitre de cette thèse.

Evidemment, je pense à mes amis doctorants des bureaux 300 et 309 qui m'ont accompagné tout au long de cette aventure. J'adresse des grands remerciements à Julien, Xuan et Henri avec qui j'ai partagé le meilleur et les moments, parfois, difficiles inhérents à ce genre de travail. Merci à Henri d'avoir toujours su garder l'ordre et la rigueur scientifique au sein du bureau 309. Je remercie Xuan pour son soutien moral dans les dernières lignes droite de cette thèse. J'ai évidemment une pensée pour Julien qui m'accompagne depuis le Master 2 et dont le soutien et l'aide auront été très précieux tout au long du doctorat. Je souhaite saluer les doctorants et docteurs pour les parties de football et tous les autres bons moments passés ensemble : Emmanuel, Djibril, Nicolas, Clement, Guillaume, Gabin, Younes, Vivien, Siriki, Ons, Sinda, Mamadou. Je termine par remercier mes parents et toute ma famille pour leurs encouragements et leur soutien indéfectible tout au long de cette aventure.

Introduction Générale

“Le chômage dépassant la normale est l’une des caractéristiques des périodes d’adaptation qui succèdent aux phases de prospérité. Nous constatons ce chômage exceptionnel au cours des périodes 1820-1830 ; 1870-1880 et la période 1930-1940 ne se différencient nullement, à cet égard, des précédentes.” Aujourd’hui, à ces propos de Joseph Schumpeter¹, nous sommes tentés de rajouter les années 2010 à côté des années 1970-1980 comme le fait Daniel Cohen. Les perspectives de la décennie 2010 laissent augurer en effet une forte persistance du chômage.

Aux Etats-Unis, les récents débats témoignent d’une certaine forme de pessimisme sur les perspectives économiques. Ainsi, Larry Summers a évoqué, au cours d’une conférence tenue en 2013 par le Fonds Monétaire International, le risque que les économies développées connaissent une longue période de “*secular stagnation*”. Un terme, forgé par Summers, pour décrire le risque d’une croissance durablement faible pesant sur les pays industrialisés au cours des prochaines années. Pour étayer ses propos, Summers s’appuie sur l’observation d’un ralentissement probable de la croissance potentielle de l’économie américaine provenant d’une croissance plus faible de la population active et un ralentissement tendanciel des gains de productivité.

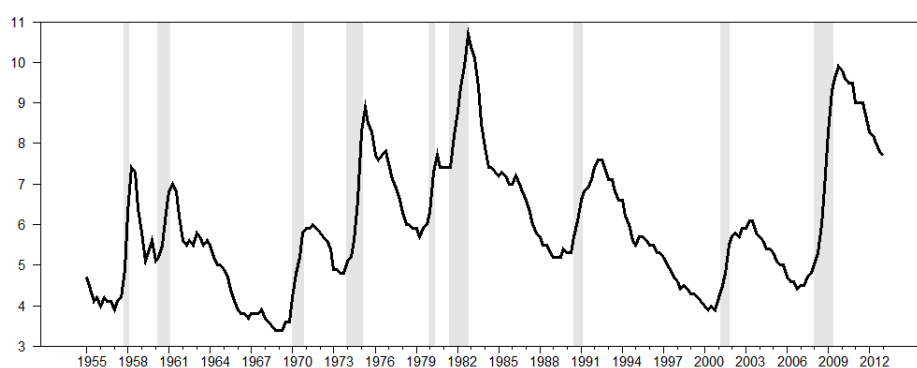
Ces perspectives de croissance lente sont conjuguées à une relative atonie du marché du travail américain. En avril 2014, le taux de chômage a atteint 6,4% de la population active, un niveau inédit depuis 6 ans qui vient effacer la forte hausse subie au cours de la “Grande Récession” où il atteignait près de 10% à la fin de l’année 2009. Cependant, cette réduction graduelle et lente du chômage masque des difficultés structurelles si l’on examine d’autres indicateurs comme la part du chômage de longue durée dans le chômage total ou le taux d’emploi. La comparaison du début de la décennie 2010 avec la fin des années 90 vient illustrer la pertinence de la citation de Schumpeter. A la fin des années 90, la productivité américaine connaît un bond spectaculaire grâce aux effets des technologies de l’information (TIC) et le taux de chômage atteint un niveau proche du plein-emploi. Ces performances de la fin du XXème siècle ont conduit de nombreux économistes à penser que les Etats-Unis étaient rentrés dans un période de “Grande Modération” où le cycle économique aurait disparu.

La brève description de ces faits économiques vient souligner le principe selon lequel l’économie semble connaître par alternance des phases d’expansion où l’économie se rapproche du plein emploi et des phases de stagnation où le chômage demeure plus persistant. Ce phénomène transparaît aisément sur les données américaines. Le graphique 1 indique le taux de chômage américain sur la période 1955-2013. Les zones grisées sur le graphique correspondent aux récessions enregistrées par le NBER. La lecture du graphique montre de manière évidente que les récessions se traduisent pas des poussées rapides du chômage.

1. Cette citation est extraite de l’ouvrage *Nos Temps Modernes* de Daniel Cohen dans le chapitre VI.

La récession de 2007-2009 ou “Grande Récession” a débouché sur un taux de chômage à deux chiffres : en novembre 2009, le chômage a atteint 10,2%. Un niveau qui se confond avec le taux atteint au moment de la récession de 1981-1982 où l’économie américaine enregistrait un taux de chômage de 10,8% en novembre 1982. Si le chômage augmente au cours des récessions, il tend à se réduire, à un rythme plus ou moins lent, au cours des périodes d’expansion économique. Par exemple, la longue phase d’expansion des années 90 a ramené le taux de chômage à un niveau proche de 4%. Une longue phase d’expansion qui est venue rappeler celle des années 60 où le chômage voisinait aussi le plein-emploi. Cependant, les périodes d’expansion économique ne sont pas nécessairement suivies d’une réduction du chômage. Certaines périodes comme les années 1991-1992, les années 2001-2002 et plus récemment les années 2009-2010 montrent une hausse légère du chômage malgré la fin de la récession. Ces périodes qualifiées de “reprises sans emploi” ou “*jobless recoveries*” témoignent que l’expansion ne se traduit pas nécessairement par une réduction du chômage.

Graphique 1 – Taux de chômage aux Etats-Unis



Source : Federal Reserve Bank of Saint-Louis, NBER

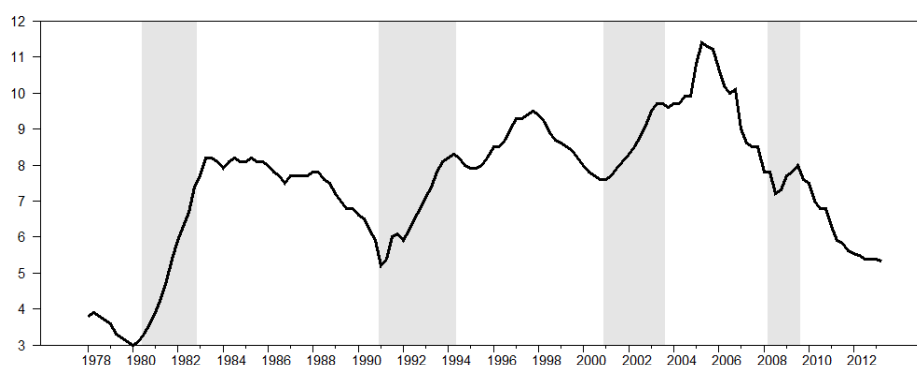
L’alternance de phases d’expansion et de phases de récession n’est pas seulement l’apanage de l’économie américaine.

A la fin des années 90 et jusqu’au milieu des années 2000, l’économie allemande était appelée “*the sick man of the euro*” par l’hebdomadaire britannique *The Economist*. D’après Dustmann *et al.* (2014), entre 1998 et 2005, la croissance moyenne du PIB réel s’établissait à seulement 1,2% et le chômage passait de 9,2% en 1998 à 11,1% en 2005. Aujourd’hui, les performances macroéconomiques de l’Allemagne suscitent bien des éloges. Toujours, selon Dustmann *et al.* (2014), le nombre de chômeurs qui étaient de 5 millions en 2005 a décliné pour atteindre le chiffre des 3 millions en 2008 et un taux de chômage de 7,7% en 2010. La “Grande Récession” n’a eu qu’un impact modéré sur le niveau de chômage. Un dynamisme de l’économie qui repose sur une balance commerciale fortement

excédentaire qui représente 50% du PIB réel et 7,7% des exportations mondiales en 2012. Les perspectives brillantes de la décennie 2010 en Allemagne font oublier les difficultés de la fin des années 90.

Le graphique 2 indique le taux de chômage allemand sur la période 1978-2013. A la différence des Etats-Unis, le taux de chômage allemand présente une plus forte persistance. A la fin des années 70, le taux de chômage se situait autour de 4%, puis il a progressé pour atteindre près de 11% en 2005, avant d'entamer une spectaculaire décrue pour atteindre aujourd'hui un niveau inférieur à celui de l'économie américaine. En plus de posséder une composante structurelle importante, le taux de chômage allemand se caractérise aussi par une composante conjoncturelle indéniable. Les récessions se traduisent par une progression du chômage que les phases d'expansion viennent réduire à un rythme plus ou moins lent. Ainsi, les phases d'expansion qui suivent les récessions de 1990-1994 et 2000-2003 se caractérisent par une réduction tardive du taux de chômage.

Graphique 2 – Taux de chômage en Allemagne

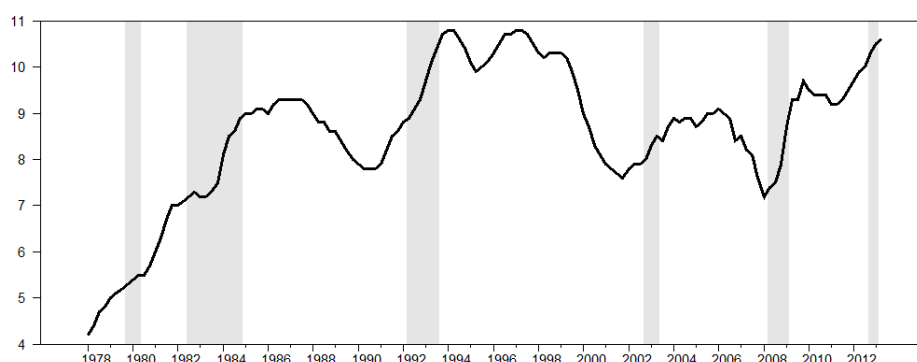


Source : Federal Reserve Bank of Saint-Louis, ECRI

Le taux de chômage en France présente de fortes similarités avec le taux de chômage allemand. Le graphique 3 indique le taux de chômage français sur la période 1978-2013. De manière comparable à l'Allemagne, le chômage en France présente une importante composante structurelle. Il connaît une hausse brutale à fin des années 1970 et au début des années 1980 pour s'établir à 9% en 1985. Son évolution provient en grande partie de l'alternance des phases d'expansion et de récessions. Un trait particulier du chômage en France est la caractère persistant que prend le chômage après la fin d'une récession. En effet, le début des phases d'expansion sont toutes associées à une progression légère du chômage avant que celui-ci n'entame une baisse brutale dans les dernières années de la phase d'expansion. Un autre trait remarquable est le comportement du chômage au cours de la "Grande Récession" qui présente une tendance haussière depuis 2008. Une performance décevante qui contraste avec la vitalité de l'emploi au sein de l'économie

allemande.

Graphique 3 – Taux de chômage en France



Source : *Federal Reserve Bank of Saint-Louis, ECRI*

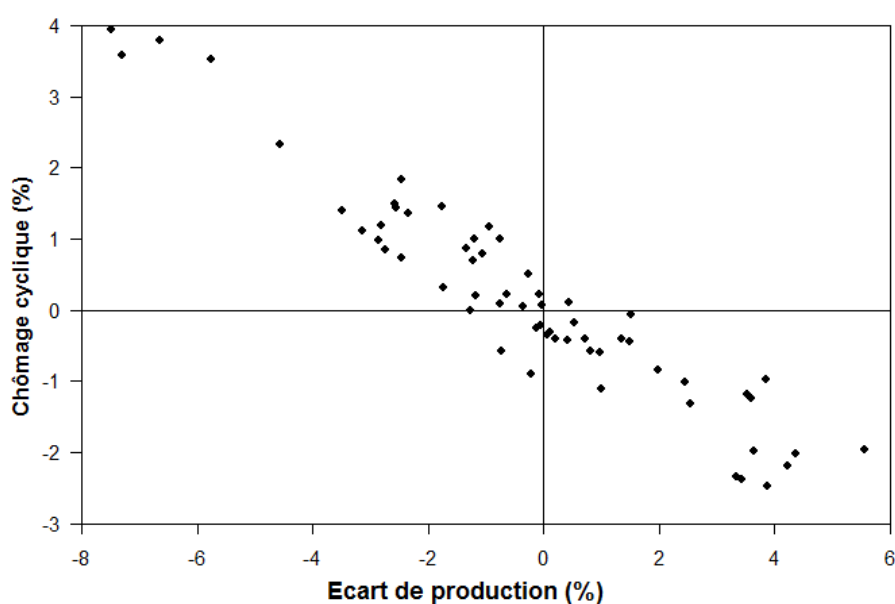
En résumé, les économies connaissent des phases de récessions et de *boom* économique pendant lesquelles le chômage suit des mouvements à la hausse et à la baisse. Expansions et récessions ont toujours alterné. Les économistes ont tenté très tôt de quantifier l'observation selon laquelle le chômage épousait les trajectoires mouvantes de l'économie. En 1962, Arthur Okun (1962) a été le premier à exprimer formellement l'intuition d'une relation négative entre croissance et chômage. Les récessions qui enregistrent une baisse du PIB réel et les périodes d'expansion qui traduisent une croissance du PIB réel font que la corrélation entre la croissance et le chômage va se révéler négative. Une relation qui s'exprime dans un cadre de court terme.

A long terme, les marchés sont décrits comme suffisamment flexibles pour que le chômage et le PIB réel correspondent à leurs valeurs potentielles. Le PIB potentiel se décrivant comme ce que l'économie est capable de produire au plein emploi, compte tenu du stock de capital et de travail disponible et de la technologie utilisée. A long terme, le taux de chômage n'étant jamais nul dans une économie au plein emploi, il existe toujours un certain taux de chômage que l'on qualifiera par la suite de naturel. Ce taux de chômage naturel est défini comme la somme du chômage frictionnel et structurel. Le chômage frictionnel survient principalement compte tenu des délais existants dans la recherche d'emploi, délais qui prennent principalement leurs sources dans l'information imparfaite et les barrières géographiques. Le chômage structurel, tire lui son origine dans le fait qu'au sein d'une économie dynamique, des emplois sont détruits dans des secteurs en déclin et créés dans des secteurs en expansion, ce qui entraîne des difficultés d'appariement et des processus de reconversion pour les personnes concernés qui peuvent entraîner pour eux une durée plus ou moins longue de chômage.

A court terme, les séries du chômage et du PIB réel tendent à s'écarter par rapport

à leurs valeurs tendancielles. Sur cet horizon temporel, l'ajustement de la production se fait essentiellement par la quantité de travail utilisée. En cas de hausse de la demande, les entreprises ont rarement recours à la constitution d'un nouveau stock de capital tandis que le recours au progrès technique occupe une place forcément modeste. Le chômage qui augmente en période de récession et diminue en phase d'expansion correspond au chômage cyclique. Il s'agit de la différence observée entre le taux de chômage et le taux de chômage naturel. La différence entre le PIB réel et le PIB potentiel correspond à ce que les économistes appellent l'écart de production ou encore PIB cyclique.

Graphique 4 – La loi d'Okun aux Etats-Unis 1949-2012



Source : Federal Reserve Bank of Saint-Louis, Congressional Budget Office (CBO)

Le graphique 4 présente la relation entre les mouvements de l'écart de production et le chômage cyclique. Le graphique fait apparaître de façon éclatante la relation négative entre la production et le chômage énoncée auparavant. Depuis les premiers travaux d'Arthur Okun, de nombreux articles se sont attachés à vérifier la robustesse de la loi d'Okun. A en juger par les articles Moosa (1997), Lee (2000) Freeman (2001), ce débat semble résolu au sein de la littérature. Ces différents articles viennent appuyer l'idée que la relation négative entre le chômage cyclique et l'écart de production ne s'observe pas seulement aux Etats-Unis mais également au sein de l'OCDE pour Lee, pour les pays du G7 pour Moosa et pour un ensemble de 10 pays industrialisés d'après Freeman. Pour ces auteurs, la loi d'Okun retranscrit les mouvements temporaires du chômage et du PIB réel autour de leur valeurs potentielles. Comment expliquer les écarts des séries observées à leurs séries

tendancielle ?

A court terme, l'existence de rigidités des salaires nominaux et de retard dans l'ajustement des prix font que la production et le chômage s'écartent de leurs valeurs de long terme. D'après Weber (1995), les écarts transitoires par rapport aux valeurs potentielles de l'activité et du chômage ont pour origine les mouvements de la demande agrégée. A court terme, les entreprises face à un choc de demande préfèrent ajuster leur échelle de production plutôt que leurs prix. Par exemple, une baisse de la demande globale conduit les entreprises à diminuer leur volume de production. Cette baisse de leur niveau de production conduit par conséquent à une diminution de la demande de travail ce qui amène, compte tenu de l'existence de rigidités dans les salaires nominaux à l'apparition d'un chômage cyclique.

En plus de la robustesse de la relation d'Okun, les économistes se sont attachés à également vérifier la présence de changement structurel et d'asymétrie dans cette relation empirique. Parmi les études récentes, celle de Zanin et Marra (2012) souligne que le coefficient d'Okun qui mesure la sensibilité du chômage à la production a augmenté en zone euro sous l'effet des réformes en termes de marché du travail. Une observation qui n'est pas nouvelle car déjà Sögner et Stiassny (2002) ainsi que Moosa (1997) insistent pour relier la valeur du coefficient d'Okun au degré de flexibilité du marché du travail. La nature asymétrique de la loi d'Okun tend à montrer également que la relation empirique se déforme selon la position de l'économie dans le cycle. Knotek (2007) associe les variations du coefficient d'Okun aux phases d'expansions et de récessions de l'économie américaine. Il trouve que le coefficient s'affaiblit au cours des phases d'expansions par rapport aux récessions. Les travaux de Silvapulle *et al.* (2004), Crespo Cuaresma (2003) ou encore Beaton (2010) viennent appuyer l'idée d'une asymétrie du coefficient pour l'économie américaine.

Objectifs de la thèse

Cette thèse s'inscrit dans une réflexion sur l'altération de la loi d'Okun au cours du cycle économique. Il est évident que la loi d'Okun présente un caractère fortement intuitif. Une hausse de la production de biens et services nécessite plus de travailleurs, le chômage diminue. Inversement, une réduction de la demande adressée aux entreprises réduit les besoins en travailleurs, le chômage augmente. Dans cette thèse, nous pensons que le caractère stable de loi d'Okun peut être remis en cause par la façon dont les entreprises ajustent leur volume d'emploi par rapport aux variations du PIB réel et à la nature des fluctuations macroéconomiques. Une démarche qui prend son sens suite aux nombreuses "ruptures" observées de la loi d'Okun au cours de la "Grande Récession".

Selon Owyang et Sekhposyan (2012), les récents faits empiriques tel que la “Grande Récession” et la crise financière associée à cet épisode viennent remettre en cause la loi d’Okun. Elsby *et al.* (2010) remarquent que la “Grande Récession” a produit une déviation importante par rapport à la relation d’Okun. Les auteurs notent que la progression du chômage durant cette récession s’est révélée plus forte que ne le prévoyait la loi d’Okun. Cet écart semble provenir du comportement anormal de la productivité du travail d’après ces économistes. Cette observation fait écho aux travaux de Malley et Molana (2008, 2007) et Huang et Lin (2008) qui montrent que la productivité du travail peut venir déformer la loi d’Okun. Huang et Lin notent que le coefficient d’Okun s’affaiblit en présence d’une forte croissance de la productivité. Les deux auteurs suggèrent qu’une croissance rapide de la productivité permet aux firmes de faire croître la production sans augmenter le facteur travail. De leur côté, Malley et Molana montrent que la relation entre le chômage et la production pourrait prendre la forme d’une fonction non monotone. Dans le modèle théorique qu’ils proposent, la production dépend du niveau de la productivité et de l’emploi. La productivité du travail est liée à l’effort des travailleurs. Selon le niveau de taux d’effort dans lequel se trouve l’économie, la relation négative entre la production et le chômage pourra se voir déformer. Ces travaux récents soulignent que les entreprises peuvent jouer sur la productivité plutôt que sur l’emploi pour répondre aux mouvements du PIB réel.

Une première démarche consiste à examiner comment la productivité du travail influence la relation d’Okun. La loi d’Okun qui suppose une relation stable entre la production et le chômage peut-elle se déformer par un comportement anormal de la productivité ? Le **Chapitre 2** examine le rôle de la productivité dans la loi d’Okun. La démarche consiste à s’interroger sur les fondements empiriques de la loi d’Okun. En 1962, Okun trouvait qu’un écart de production de 3% du PIB réel par rapport à son niveau potentiel conduisait à un taux de chômage supérieur de 1% par rapport à son niveau normal. Ce ratio 3 :1 est-il encore d’actualité aujourd’hui ? Le **Chapitre 1** présente une revue de littérature originale en estimant la valeur “authentique” de l’effet de la production sur le chômage en éliminant l’effet des biais de publication et l’influence des stratégies empiriques.

Le second chapitre s’emploie à montrer que l’évolution de ce ratio dépend en lien étroit du comportement de la productivité. Nous étudions le cas de trois économies industrialisées : Allemagne, Etats-Unis et France. Le choix d’une analyse empirique consacrée à ces pays trouve sa justification dans le contexte de la “Grande Récession”. En Allemagne, la “Grande Récession” s’est traduite par une progression très faible du chômage à l’inverse de l’économie américaine, malgré une contraction plus forte du PIB réel. Le taux de chômage en Allemagne a peu varié alors même que la production connaissait de fortes amplitudes.

La question des reprises est au coeur des problématiques étudiées dans cette thèse. Aux Etats-Unis, Gordon (2010) remarque que les trois dernières récessions (1990-1991, 2001 et 2007-2009) ont été suivies par des reprises sans emploi au cours desquelles la croissance du PIB réel est essentiellement tirée par des gains de productivité et une croissance particulièrement lente du niveau de l'emploi. Le cabinet de consultants McKinsey Institute (2011) résume bien cette rupture dans la nature des reprises : “*During the postwar period, recessions and recoveries were mostly matters of business cycle. When demand recovered and GDP growth resumed, employers hired again. The relationship between economic recoveries and employment recoveries was predictable. But for the past last two decades, this pattern has been broken.*”.

Ces reprises sans emploi ou *jobless recoveries* remettent-elles en cause la stabilité de la loi d'Okun ? Le **Chapitre 2** apporte des explications pour déterminer si les reprises sans emploi correspondent à des déviations durables de la loi d'Okun. Une démarche qui se place dans le débat aux Etats-Unis sur la stabilité de la loi d'Okun au cours de la “Grande Récession”. D'un côté, Owyang et Sekhposyan (2012) soulignent que les récentes récessions survenues aux Etats-Unis tendent à modifier significativement la valeur du coefficient d'Okun. D'un autre côté, les travaux de Ball *et al.* (2013) insistent plutôt sur la stabilité de la relation d'Okun. Pour ces auteurs, la persistance du chômage enregistrée pendant la reprise viendrait d'une croissance trop lente du PIB réel. La persistance du chômage observée depuis la fin de la “Grande Récession” proviendrait d'un écart de production durable. Une expansion lente du PIB réel peut-elle contribuer à affaiblir la loi d'Okun ? Cette question est discutée dans le quatrième chapitre où à l'aide d'un modèle à cointégration asymétrique à la Shin *et al.* (2011), nous examinerons si les phases de croissance lente remettent en cause la loi d'Okun.

Nous verrons également si la loi d'Okun se déforme de façon significative au cours des reprises en Allemagne et en France. Ces deux économies sont plus susceptibles de pratiquer la rétention de main d'oeuvre et par conséquent d'enregistrer des reprises avec un contenu pauvre en emploi. La pratique du *labour hoarding* peut dépendre de la manière dont les entreprises perçoivent la nature des fluctuations macroéconomiques. Par exemple, si les firmes considèrent les mouvements du PIB réel comme permanents, elles ajusteront plus facilement l'emploi au cours des récessions. A l'inverse, si les fluctuations sont perçues comme transitoires ou temporaires, les entreprises vont préférer conserver la main d'oeuvre en leur sein pour répondre à la hausse de la production au cours de la reprise suivant la récession. Une tâche essentielle consiste à s'interroger sur le caractère permanent ou transitoire des mouvements du PIB réel et du chômage.

Cette démarche semble d'autant justifié qu'une série de papiers tend à montrer que les mouvements du PIB réel et du chômage présentent un caractère permanent aux Etats-

Unis. Sinclair (2009) montre ainsi, à l'aide d'un modèle à composantes inobservées corrélées, que les fluctuations macroéconomiques de l'économie américaine sont de nature permanente plutôt que transitoires. Ces résultats viennent remettre en cause la vision d'une loi d'Okun exposée par Clark (1989) où les fluctuations du chômage et du PIB réel sont associés à des mouvements transitoires. Le caractère permanent des fluctuations macroéconomiques est-il un trait propre aux États-Unis ou partagés également en Europe ? Quelle est la nature des fluctuations macroéconomiques en Europe ? Le **Chapitre 3** apporte des éléments de réponses à ces questions. Le chapitre applique le modèle de Sinclair (2009) dans quatre grands pays européens : Allemagne, France, Italie et Royaume-Uni sur des données trimestrielles depuis 1970. La modélisation de ce chapitre va innover en tenant compte de la persistance du chômage propre au contexte européen.

Structure de la thèse

Le ratio 3 :1 mis en avant par Okun (1962) dépend avant tout d'un éventail de corrélations reliant les différentes facettes du marché du travail au marché des biens et services. La loi d'Okun permet ainsi de synthétiser en un seul chiffre cette chaîne de corrélations plutôt complexe. Par la suite, la littérature consacrée à ce sujet a produit un très grand nombre d'estimations du coefficient d'Okun. Ces différentes estimations offrent autant de mesures de l'impact de la production sur le chômage. Cependant, il reste difficile d'évaluer avec précision la valeur du coefficient d'Okun car les estimations reposent sur des stratégies empiriques marquées par une forte hétérogénéité.

Le **Chapitre 2** offre une méta-analyse² consacrée à la valeur du coefficient d'Okun. Nous avons sélectionné, à cette fin, un échantillon de 29 articles académiques représentatifs de la littérature. La méta-analyse permet de traiter du problème de biais de publication souvent rencontré en sciences économiques. Les estimations indiquent que la première source d'hétérogénéité rencontrée dans la loi d'Okun provient du choix de la variable endogène. Ce choix n'est pas sans incidence sur l'interprétation du coefficient d'Okun. La méta-analyse suggère aussi la présence de biais de publication dans la littérature consacrée à ce sujet. Les éditeurs et les rapporteurs des revues à comité de lecture expriment une préférence pour des résultats qui soient globalement significatifs. Par conséquent, les recherches qui produisent des coefficients d'Okun de faible ampleur et peu significatifs restent ignorées dans la littérature. La prise en compte des biais de publication et les outils fournis par la méta-analyse donnent une mesure "réelle" ou "authentique" de la valeur du coefficient d'Okun.

Le **Chapitre 2** revient sur les fondements empiriques de la loi d'Okun. Dans ce cha-

2. Ce chapitre provient d'un travail collectif associant mon directeur de thèse et Roger Perman.

pitre, nous cherchons également à mettre en lumière les changements structurels survenus sur la loi d'Okun au cours des dernières décennies. Ce chapitre montre que le ratio 3 :1 trouvé par Okun repose sur une chaîne de corrélations reliant le PIB réel à la quantité de travail et à la productivité. En particulier, nous insistons sur le rôle de la productivité comme fondement empirique de la loi d'Okun. D'après Gordon (2010), la validité de la loi d'Okun repose sur une productivité du travail qui se comporte de façon procyclique.

Les analyses suggèrent que, depuis le milieu des années 80, la productivité n'est plus corrélée de façon positive avec les mouvements du PIB réel aux Etats-Unis. Au cours de la "Grande Récession", la productivité s'est maintenue à des niveaux élevés outre-Atlantique. Le maintien d'une productivité élevée résulte d'une recherche intense de gains de productivité de la part des firmes soumis à un environnement concurrentiel. Les analyses montrent qu'il s'agit là d'une vraie spécificité américaine, car en Allemagne et en France la productivité a bien diminué au cours de cet épisode. Ces différences observées des deux côtés de l'Atlantique proviennent sans doute des spécificités inhérentes au marché du travail en Europe continentale. Le chapitre s'emploie à prouver que la rétention de main d'œuvre ou *labour hoarding* joue encore pleinement en Allemagne et en France.

Le chapitre s'attache également à examiner la déformation de la loi d'Okun au cours des récessions et reprises. Ce travail empirique présente un caractère inédit car les économistes attachent encore peu d'importance aux phénomènes des reprises. Nous cherchons à mettre en évidence comment les reprises modifient la sensibilité du chômage au PIB réel. Les résultats sont complétés par des tests de robustesse car la définition de la reprise ne fait pas encore l'objet d'un consensus au sein de la littérature. Les résultats soulignent que les reprises peuvent être associées à des écarts significatifs à la loi d'Okun

Le **Chapitre 3** cherche à comprendre si les fluctuations macroéconomiques en Europe ont une nature permanente ou transitoire. Une distinction essentielle car le premier chapitre précise que la majorité des stratégies empiriques employées reposent sur l'idée que les variations de la production et du chômage sont transitoires. De fait, la loi d'Okun est souvent estimée en version "*différences premières*" ou en version "*gap*". Ces versions tendent à éliminer les informations contenues par les niveaux des séries soit en les passant en "différences premières" ou en soustrayant les séries observées par rapport aux séries tendanciennes. En reprenant le modèle de Sinclair (2009), nous sommes en mesure de décrire la nature des fluctuations macroéconomiques. Il s'agit d'un modèle à composantes inobservées qui est enrichi des développements les plus récents dans cette littérature. Les modèles à composantes inobservées restent dominées par les travaux de Harvey (1985, 1989) ou Clark (1989) où l'on suppose une corrélation nulle entre la composante permanente et transitoire des séries macroéconomiques. Cette restriction tend à déformer l'importance respective des différents chocs car Morley *et al.* (2003) montrent que le relâchement de

cette contrainte implique un renforcement des chocs permanents dans l'explication des mouvements du PIB réel. Le modèle de Sinclair (2009) que nous employons dans cette étude correspond à un modèle à composantes inobservées corrélées (CIC). Il s'agit d'une extension à deux variables du modèle univarié de Morley *et al.* (2003). Le modèle CIC incorpore également des changements structurels dans la spécification du PIB réel et du taux de chômage. Une démarche qui, selon Perron et Wada (2009), réduit l'importance des chocs permanents dans les mouvements du PIB réel. Les estimations du modèle montrent que les fluctuations macroéconomiques en France, en Italie et au Royaume-Uni présentent un caractère permanent à la manière de l'économie américaine. Ce résultat provient avant tout de la présence d'une corrélation négative entre les chocs transitoires et les chocs permanents. La modélisation va souligner que la composante transitoire du PIB réel et du chômage ne recouvre pas vraiment la notion traditionnelle du cycle économique. Le chapitre met en évidence que des différences existent sur la nature des fluctuations macroéconomiques au sein de l'Europe.

Le **Chapitre 4** de ce chapitre examine la présence d'une relation de cointégration entre le PIB réel et le chômage. Ce travail s'inscrit dans la même démarche que le **Chapitre 3** en intégrant de façon explicite les niveaux du PIB réel et du chômage dans l'estimation de la loi d'Okun. Nous appliquons le modèle à cointégration asymétrique de Shin *et al.* (2011) en données trimestrielles sur trois pays européens : Allemagne, France et Royaume-Uni. Ce chapitre innove en proposant, d'une part une cointégration asymétrique et d'autre part, en distinguant l'intensité des fluctuations du PIB réel sur le chômage. Nous proposons un modèle à cointégration asymétrique à trois régimes où le régime intermédiaire contient les phases de croissance lente du PIB réel. Ce découpage nous permet d'examiner comment le chômage réagit face à des variations de forte et de faible ampleur de la production.

Chapitre 1

La méta-analyse du coefficient d'Okun

1.1 Introduction

Depuis que Okun (1962) a montré qu’une hausse de 3% du PIB réel entraînait une baisse de 1% du taux de chômage par rapport à leurs séries tendanciennes, la mesure de la sensibilité du chômage aux mouvements du PIB réel a fait l’objet d’une vaste littérature. La loi d’Okun est devenue un élément incontournable en macroéconomie et il n’est pas surprenant de constater que la littérature consacrée à ce sujet offre de très nombreuses estimations sur la valeur du coefficient d’Okun.

A ce jour, il n’existe aucun consensus sur la valeur “réelle” du coefficient d’Okun alors que les stratégies théoriques et empirique ne cessent de gagner en complexité et en diversité. Les stratégies empiriques menées pour estimer la loi d’Okun divergent sur plusieurs éléments. Un premier élément de divergence concerne le choix du PIB ou du chômage comme variable endogène. Ce choix n’est pas sans conséquence sur la valeur et l’interprétation du coefficient d’Okun. D’autres éléments de divergence apparaissent également : l’emploi d’une spécification statique ou dynamique, le choix de la fréquence des données, le choix entre une version “*différences premières*” ou une version “*gap*”. Dans cette dernière version, la mesure du PIB potentiel et du taux de chômage naturel rend naturellement le coefficient d’Okun sensible au choix du filtre : trend linéaire, trend quadratique, filtre HP, décomposition Beveridge-Nelson, modèle à composantes inobservées...

Cette diversité dans les stratégies empiriques a produit une grande hétérogénéité de coefficient d’Okun qui rend difficile la mesure “réelle” ou “authentique” de la sensibilité du chômage à l’activité. De plus, à cette hétérogénéité des résultats, s’ajoute un risque de biais de publication dans les résultats offerts par la littérature. D’après DeLong et Lan (1992) le processus de publication dans le domaine des sciences économiques est soumis à l’existence de biais de publication qui peut soulever un doute sur les valeurs des coefficients d’Okun proposés par la littérature. Deux types de biais de publications sont examinés dans ce chapitre. Un premier biais de publication survient quand les éditeurs expriment une préférence dans la direction des résultats. Pour la loi d’Okun, on peut imaginer que les articles produisant des coefficients d’Okun positifs seront forcément rejetés car s’éloignant du consensus autour d’une relation négative entre le PIB et le chômage. Ce biais de publication qui traduit une préférence dans le sens des résultats est connu comme le biais de type I. Le second biais de publications survient dans le processus de sélection des articles par les éditeurs ou les rapporteurs qui privilégient les travaux avec un fort contenu en résultats significatifs. La littérature risque alors de surreprésenter des valeurs élevées et significatives du coefficient d’Okun alors que les travaux qui obtiennent des valeurs faibles et non significatives du coefficient seront systématiquement rejetés. Ce biais de publication qui traduit une préférence pour les résultats significatifs est connu comme le biais de type II. En présence conjointe de ces deux biais de publication, la littérature

risque de surestimer l'effet du PIB réel sur le chômage. En d'autres mots, les coefficients issus de la littérature risquent d'être biaisés vers le haut en valeur absolue. Sans correction des biais de publication, la mesure moyenne de l'effet du PIB réel sur le chômage à partir de statistiques descriptives risque de s'éloigner de l'effet "réel" ou "authentique" du PIB réel sur le chômage.

Depuis l'article de Stanley et Jarrel (1989), les économistes se sont intéressés aux possibilités offertes par la méta-analyse, traditionnellement employée dans le domaine médical, afin de détecter la présence de biais de publication. L'objectif de ce chapitre consiste à vérifier la présence de biais de publication et à expliquer l'hétérogénéité des résultats. A notre connaissance, c'est la première fois qu'une méta-analyse est réalisée sur la loi d'Okun. Le coefficient d'Okun est d'un intérêt pratique évident pour le conjoncturiste lorsque l'on cherche à mesurer le coût en termes de chômage des fluctuations du PIB réel, la méta-analyse doit offrir des estimations fiables et corrigées des biais de publications du coefficient d'Okun. Les résultats de la méta-analyse peuvent être résumés comme suit : le choix du PIB ou du chômage comme variable endogène figure parmi les sources les plus importantes d'hétérogénéité du coefficient d'Okun. Le choix de la variable endogène entraîne également une interprétation différente de la loi d'Okun, la décision est prise de séparer notre échantillon en deux sous-échantillons avec comme critère le choix du PIB réel ou du chômage comme variable endogène. Dans ces deux sous-échantillons, la méta-analyse met en lumière la présence significative de biais de publication. En corrigeant ces biais de publication, la méta-analyse offre des coefficients d'Okun significatifs qui donnent une idée de l'effet "authentique" ou "réel" de la relation entre PIB réel et chômage.

Ce chapitre est organisé de la manière suivante. La seconde section rappelle brièvement la loi d'Okun. La troisième section décrit les étapes préliminaires à la méta-analyse, à savoir la sélection de l'échantillon représentatif de la littérature empirique. La quatrième section décrit le principe d'une méta-analyse. La cinquième section emploie une approche graphique et une analyse bivariée pour dévoiler les différents biais de publication. Une analyse multivariée de la méta-régression est effectuée dans la sixième section. Enfin, la dernière section de ce chapitre conclut.

1.2 Le choix de la variable endogène

Le travail d'Okun (1962) a permis d'offrir à la macroéconomie une relation simple qui relie le marché des biens et services à celui du travail. D'après Okun (1962), la relation empirique entre PIB réel et chômage peut être estimé à l'aide d'une version "*différences premières*" ou d'une version "*gap*". Ces deux versions de la loi d'Okun servent de référence

dans la littérature pour calculer le coefficient d'Okun¹. D'après la version “*différences premières*”, la relation relie la variation du taux de chômage observé avec les variations PIB réel. L'équation prend la forme suivante :

$$\Delta u_t = \alpha^p + \gamma^p \Delta y_t + \epsilon_t \quad (1.1)$$

où u_t correspond au taux de chômage, y_t au PNB réel et ϵ_t au terme d'erreur. Le coefficient d'Okun γ^p mesure de combien varie le taux de chômage en points de pourcentage lorsque le PIB réel varie de 1%. La version “*gap*” peut s'exprimer sous au moins deux formes :

$$u_t = \alpha^g + \gamma^g (y_t - y_t^n) + \epsilon_t \quad (1.2)$$

$$u_t - u_t^n = \gamma^g (y_t - y_t^n) + \epsilon_t \quad (1.3)$$

où u_t^n et y_t^n correspondent respectivement au taux de chômage naturel et au PIB tendanciel ou potentiel. Le coefficient d'Okun γ^g mesure de combien varie chômage cyclique lorsque l'écart de production varie de 1%. Dans la première version “*gap*”, le taux de chômage naturel est estimée de manière endogène et prend la forme de la constante α^g . Dans la seconde version “*gap*”, le taux de chômage naturel u_t^n est calculé préalablement et peut donc se déformer sur la période étudiée. A l'origine, Okun retenait un taux de chômage naturel de 4%, autrement dit un taux de chômage naturel fixe, cependant les études plus récentes retiennent désormais un taux de chômage naturel plus ou moins volatil. Le côté gauche des équations (1.2) et (1.3) va représenter le chômage cyclique ou la composante conjoncturelle du chômage tandis que les côtés droits des se réfèrent à l'écart de production ou à la composante conjoncturelle du PIB réel. Les composantes conjoncturelles du PIB réel et du chômage sont obtenues en soustrayant les séries observées aux séries tendanciennes.

La difficulté inhérente à la version “*gap*”, comme le souligne Knotek (2007), est que les séries du PIB potentiel et du taux de chômage naturel ne sont pas directement observables. L'économetre qui travaille sur une version “*gap*” de la loi d'Okun doit avant tout construire ces deux séries. Les progrès de l'économétrie et des séries temporelles ont permis aux

1. Ces versions de la loi d'Okun qui concernent un horizon de court terme vont être enrichies par l'introduction d'une composante de long terme au cours de cette thèse.

chercheurs de disposer d'une large gamme de filtres pour calculer l'écart de production et le chômage cyclique. De nombreux auteurs, comme par exemple Lee (2000), Marinkov et Geldenhuys (2007), Moosa (2008) ou Villaverde et Maza (2009), utilisent le filtre Hodrick-Prescott (HP) faisant de ce filtre l'un des plus populaires pour la construction des séries tendancielle. Les raisons de son succès tiennent sans doute à son implémentation qui est devenu relativement aisé². Un autre filtre, simple à mettre en oeuvre, est le filtre construit par Baxter et King (1999) (BK) utilisé notamment par Freeman (2001) ou encore Huang et Chang (2005). A la différence du filtre HP, le filtre BK ne calcule pas explicitement un taux de chômage naturel et un PIB potentiel. Ce filtre va isoler la série cyclique en éliminant la composante tendancielle et la composante irrégulière en choisissant des fréquences adaptées à la définition temporelle d'un cycle. En pratique, Baxter et King (1999) définissent le cycle comme une période comprise entre 6 et 32 trimestres ; une période supérieure à 32 trimestres correspond à des mouvements de la tendance et une période inférieure à 6 trimestres représente des mouvements irréguliers.

D'autres auteurs font le choix de filtres plus complexes. On peut penser à la décomposition Beveridge et Nelson (1981) ou le modèle à composantes inobservées proposé par Harvey (1989). Enfin, d'autres papiers comme ceux de Prachowny (1993) ou Marinkov et Geldenhuys (2007) se basent sur une fonction de production pour calculer les valeurs d'équilibres du PIB potentiel. Cette approche permet de relier l'écart de production à des fondements plus théoriques étant donné que le calcul du PIB potentiel repose sur le niveau de stock de capital, la quantité de travail et le niveau de technologie présent dans l'économie. Le choix d'une fonction de production nécessite alors de faire des hypothèses importantes sur la nature des rendements d'échelle, la mesure du stock de capital et de l'état de la technologie.

Les équations (1.1), (1.2) et (1.3) présentent une relation d'Okun où le chômage est exprimé en variable endogène et le PIB réel en variable exogène. A la suite des travaux de Gordon (1984), une autre forme de spécification de la loi d'Okun est apparu où le PIB est la variable endogène à la façon d'une fonction de production. Comme le taux de chômage reste un indicateur pertinent pour juger si l'économie est éloignée ou pas de son potentiel productif. Le PIB potentiel se décrit comme la combinaison de la quantité de travail, du stock de capital ainsi que l'état de la technologie. Le taux de chômage décrit tout simplement la quantité de travail. La relation d'Okun prend la forme d'une fonction de production où la variable endogène est le PIB réel et le taux de chômage est la variable exogène :

2. La plupart des logiciels d'économétrie de type WinRats, R ou Stata proposent des programmes simples d'usage pour implémenter le filtre HP.

$$y_t - y_t^n = \beta^g + \lambda^g(u_t - u_t^n) + \theta(Z_t - Z_t^n) + \epsilon_t \quad (1.4)$$

où $(Z_t - Z_t^n)$ est un vecteur de variables autres le chômage³. L'équation (1.4) exprime cette fonction de production sous la forme d'une version "*gap*" où la composante tendancielle des différentes variables a été éliminée. Le coefficient λ^g mesure l'impact du chômage cyclique sur l'écart de production, c'est à dire la variation en % de l'écart de production suite à une variation de 1% du chômage cyclique. Les coefficients γ^g et γ^p des équations (1.1), (1.2) et (1.3) quantifient l'impact du PIB sur le chômage. En résumé, la littérature offre deux façons d'estimer la loi d'Okun : une première méthode correspondant aux équations (1.1), (1.2) et (1.3) où le chômage est endogène et une seconde méthode à la manière d'une fonction de production correspond à l'équation (1.4) où le PIB réel est la variable endogène. D'après Plosser et Schwert (1979), ces deux méthodes ne sont pas strictement équivalentes contrairement à ce que laisse penser l'étude Okun (1962). L'approche économétrique d'Okun consiste à estimer l'équation suivante :

$$X = \beta Y$$

puis prendre l'inverse du coefficient β pour quantifier l'impact de X sur Y

$$X = \frac{1}{\beta} Y$$

D'un point de vue économétrique, ce type de manipulation n'est correcte que si X et Y sont parfaitement corrélés⁴. De manière générale, la régression de X sur Y ne correspond pas en général à l'inverse de la régression de Y sur X.

Sur un échantillon différent de celui d'Okun (1953T1-1970T4), Plosser et Schwert (1979) estime une équation semblable à l'équation (1.1) et note qu'une hausse de 1% du PIB réel implique une baisse du taux de chômage de 0,3%. En suivant la procédure d'Okun, si l'on prend l'inverse du coefficient γ^p , on retrouve le ratio 3 :1 mis en avant par Okun où une baisse de 1% du taux de chômage est associée à une hausse de 3% du PIB réel. Ce ratio n'est valable qu'à la condition que le PIB réel et le chômage sont parfaitement corrélés. Une mesure plus appropriée consiste plutôt à estimer l'équation

3. D'après Okun (1962), seule la quantité de travail varie à court terme, les autres déterminants du PIB potentiel demeurent fixes.

4. Le troisième chapitre examine les corrélations entre le PIB réel et le chômage à l'aide d'un modèle à composantes inobservées corrélées.

(1.4) pour quantifier l'impact d'une variation du chômage sur le PIB réel. En estimant une équation semblable à l'équation (1.4), Plosser et Schwert (1979) montrent qu'une baisse de 1% du chômage produit une hausse de 1,6% du PIB réel et non 3%. Par conséquent, on arrive à la conclusion que λ^g est bien différent de l'inverse de γ^g .

1.3 Le choix de la littérature dans la méta-analyse

La littérature consacrée à la loi d'Okun propose un nombre impressionnant d'articles⁵. La réalisation d'une méta-analyse de qualité nécessite de sélectionner un échantillon d'articles qui soient les plus pertinents et représentatifs possibles.

A partir de la base de données EconLit⁶, les articles doivent remplir les trois critères suivants : (i) les articles sont sélectionnés à partir des mots-clés "*Okun's law*" et "*Output-unemployment relationship*" rentrés dans le moteur de recherche d'EconLit ; (ii) le résumé de l'article doit comporter des indications sur la présence d'estimations économétriques originales ; (iii) les articles antérieures à l'année 1980 sont exclus. Le choix de commencer notre échantillon de la littérature en 1980 permet de bénéficier d'un cadre économétrique homogène avec des données de qualité et d'une longueur raisonnable. En effet, à partir des années 80, les articles empiriques présentent une plus grande rigueur dans les procédures économétriques. Les économistes cherchent plus systématiquement à vérifier la stationnarité des données, la présence d'autocorrélation ou d'hétéroscédasticité dans les résultats, la robustesse des résultats, l'emploi de filtres qui tiennent compte de la nature stochastique du PIB réel et du chômage, etc. En outre, les articles antérieurs aux années 80 reposent souvent sur un nombre d'observations relativement restreint⁷. Ce processus de sélection a retenu en tout 97 articles.

A partir de ces 97 articles, un second travail de sélection reposant sur trois critères a été effectué. Premièrement, les articles qui ne proposaient pas d'estimations originales du coefficient d'Okun sont exclus de la méta-analyse. Deuxièmement, les articles qui présentaient une stratégie empirique insuffisamment détaillée ont été retirés : incertitude sur le choix de la variable endogène, pas de période d'estimation, absence de résultats empiriques (R^2 , écart-types, valeur du coefficient). Troisièmement, les articles se focalisant sur la non-linéarité du coefficient d'Okun n'ont pas été sélectionnés dans notre échantillon. La non-linéarité du coefficient d'Okun fait désormais l'objet d'une vaste littérature. De

5. La méta-analyse conduit à sélectionner 97 articles potentiels toutefois tous ces articles ne possèdent pas la même qualité statistique.

6. EconLit est la base de données construites par *The American Economic Association* qui recense la littérature en sciences économiques à partir d'articles issus de revues à comité de lecture, d'ouvrages, de documents de travail et de thèses.

7. Par exemple, Thirlwall (1969) travaille sur des données annuelles allant de 1950 à 1967, soit un total de 18 observations. Okun a estimé l'équation (1.2) sur des données trimestrielles allant de 1953 à 1960, ce qui correspond à 28 observations.

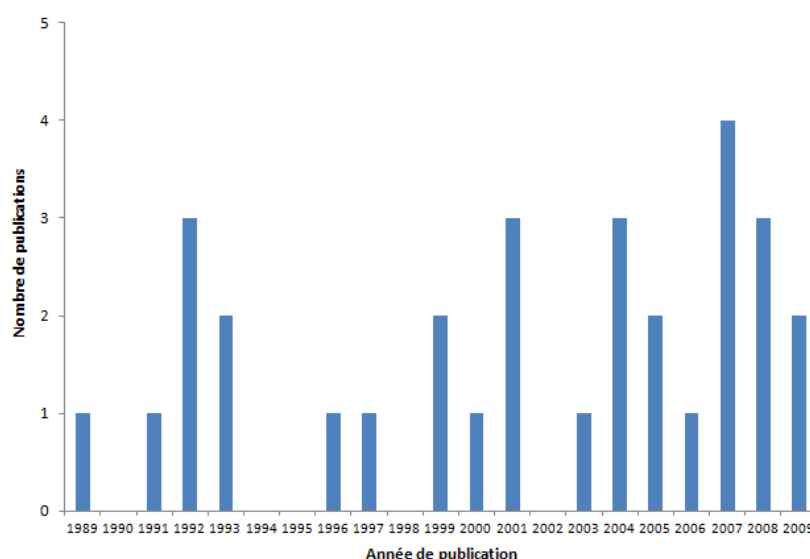
nombreux papiers se sont penchés pour vérifier si la loi d'Okun n'avait pas subi de changement structurel (Lee (2000), Huang et Chang (2005), Sögner et Stiassny (2002)) ou de changement⁸ au cours du cycle (Crespo Cuaresma (2003), Huang et Chang (2005) ou encore Silvapulle *et al.* (2004)). Ce choix a été motivé pour toute une série de raisons. Une première raison tient à l'absence de cadre homogène pour traiter de l'asymétrie du coefficient d'Okun. Certains articles, comme ceux de Crespo Cuaresma (2003) ou Fouquau (2008), emploient des modèles à seuils où le choix du seuil dépend souvent de considérations *ad hoc* décidées par l'auteur. Par exemple, dans l'article de Crespo-Cuaresma, le coefficient d'Okun prend des valeurs différentes selon que l'économie est placée en régime d'expansion ou en régime de contraction. Le passage d'un régime à l'autre va dépendre d'un seuil fixé par l'auteur : la valeur prise par le chômage cyclique retardé d'un trimestre. L'asymétrie du coefficient d'Okun prend parfois des formes plus complexes comme dans l'article de Harris et Silverstone (2001) où en partant d'une relation de long terme, les auteurs rendent asymétrique le coefficient du terme de correction d'erreur. L'introduction de ces articles dans notre base de données risque de complexifier notre tâche car chaque coefficient s'accompagne d'une variable explicative pour décrire l'asymétrie qui lui est propre. Ces articles sont finalement exclus⁹ de la méta-analyse car ils conduisent à une hausse des variables explicatives associées à une hausse limitée des observations. Enfin, compte tenu que les résultats issus de ces papiers sont très sensibles à la méthodologie retenue, les papiers arrivent souvent à des conclusions contradictoires. Le débat récent entre Owyang et Sekhposyan (2012) et Ball *et al.* (2013) sur la stabilité de la loi d'Okun au cours de la "Grande Récession" en est la meilleure illustration. Par conséquent, la comparaison entre les résultats issus de modèles linéaires et de modèles non-linéaire au sein d'une même méta-analyse peut sembler une voie de recherche prometteuse. Après l'application de ce dernier critère, le nombre de papiers sélectionnés dans la méta-analyse atteint 28. Ces 28 articles correspondent à un nombre total d'observations de 269. Autrement dit, au sein de la base de données, chaque observation correspond un coefficient d'Okun issu d'une estimation originale. Le graphique 1.1 présente la chronologie des 28 articles de la méta-analyse.

D'après le graphique 1.1, l'article le plus vieux de notre échantillon est daté pour l'année 1989 et l'année 2009 enregistre les articles les plus récents. L'année 2007 enregistre le plus grand nombre d'articles avec 4 publications. L'échantillon couvre ainsi vingt années de littérature empirique consacrée à la loi d'Okun.

8. Une revue de littérature consacrée à l'asymétrie du coefficient d'Okun est présente dans le quatrième chapitre de cette thèse.

9. La réalisation d'une méta-analyse incluant les articles avec asymétrie pourrait être un futur projet de recherche.

Graphique 1.1 – Chronologie des articles de la méta-analyse



Il ressort que la dernière décennie¹⁰ représente près de 80% des articles de la méta-analyse. Cette hausse du nombre d’articles s’explique sans doute par toute une série de facteurs : spécialisation croissante des économistes dans l’empirisme, base de données plus facilement accessibles, programmes informatiques de plus en plus simplifiés, etc.

Tableau 1.1 – Statistique descriptives sur l’échantillon

	Minimum	Maximum	Moyenne	Ecart-type	Médiane
Coefficient d’Okun	-3,22	0,17	-0,77	0,71	-0,58
Nombre d’observations	21	408	50,4	46,54	41
Année initiale	1948	1990	1968	10,75	1970
Année finale	1985	2006	1999	4,61	1999

Avec 28 papiers et 269 coefficients d’Okun ou régressions originales, il est évident que chaque papier contient plusieurs régressions car les auteurs emploient souvent une même méthodologie sur différents pays, différents intervalles de temps et avec des valeurs différentes du PIB potentiel et du taux de chômage naturel. Ainsi, les auteurs qui emploient une version “*gap*” de la loi d’Okun travaillent en général sur différents filtres dans un souci de robustesse des résultats. De manière comparable au domaine médical, chacune de ces différentes régressions est considéré comme indépendante l’une de l’autre pour repérer les

10. On compte 6 articles dans la première décennie et 22 articles dans la dernière.

sources d'hétérogénéité au sein de la littérature. Les tableaux 1.1 et 1.2 présentent plus en détail les statistiques descriptives associées à ces 28 papiers. La partie haute du tableau 1.1 offre un premier aperçu du coefficient d'Okun moyen qui atteint une valeur de -0,77, il faut rester prudent sur le commentaire de ce coefficient car les statistiques descriptives ne tiennent pas compte du choix du PIB réel ou du chômage comme variable endogène. La seconde ligne du tableau 1.1 est plus facile à commenter. Elle indique que les 269 régressions possèdent en moyenne 50 observations. La régression avec le plus faible nombre d'observations en compte 21 et la régression avec le nombre d'observations le plus élevé en enregistre 408.

La seconde partie du tableau 1.1 détaille les statistiques descriptives des intervalles de temps associés aux différentes régressions. La période moyenne d'estimation du coefficient d'Okun est la période 1969-1999.

Tableau 1.2 – Stratégies empiriques pour l'estimation de la loi d'Okun

Séries temporelles	98,9%
Données de panel	1,1%
Fréquence annuelle	68,5%
Fréquence trimestrielle ou semestrielle	31,5%
Variable endogène : taux de chômage	41,8%
Variable endogène : PIB réel	58,2%
Version "différences premières"	14,7%
Version "gap"	76,1%
Version "en niveaux"	9,2%
Données nationales	74%
Données régionales	26%
Pays européens	74,4%
Etats-Unis	7,6%
Autres pays	18%
Modèle statique	53,6%
Modèle dynamique	40%
Modèle cointégré	6,4%

Le tableau 1.2 décrit les stratégies empiriques employées pour estimer le coefficient d'Okun. L'estimation de la loi d'Okun provient essentiellement de données en séries temporelles à hauteur de 99%, les 1% de régressions restantes correspondent à des estimations données de panel. Compte tenu du faible poids des données de panel dans la méta-analyse, il sera difficile de voir l'influence de cette stratégie empirique sur la valeur du coefficient d'Okun. Néanmoins, les autres éléments de stratégie empirique apparaissent mieux répartis dans la méta-analyse permettant de juger statistiquement de l'influence respective d'une spécification par rapport à une autre. Ainsi, 58,2% des 269 coefficients sont ex-

traits d'une loi d'Okun spécifiée à la manière d'une fonction de production tandis 41,8% des coefficients proviennent d'une loi d'Okun où la variable endogène correspond au taux de chômage. La majorité des coefficients sont issus de régressions qui emploient des fréquences annuelles. Le choix d'une fréquence annuelle rend moins nécessaire l'introduction de paramètres autorégressifs et implique, par conséquent, un recours plus fréquent à des modèles statiques. Il n'est donc pas surprenant de constater que les coefficients issus de modèle statique représentent près de 53,6% des coefficients.

1.4 Méta-analyse : test du biais de publication

Le processus de publications dans les revues scientifiques influence grandement la nature des résultats publiés. Ce phénomène est extrêmement problématique car la littérature risque d'offrir une vision erronée des mécanismes économiques. A ce titre, il est généralement avancé que l'on rencontre au moins deux biais de publications spécifiques en sciences économiques.

Un premier biais survient quand les éditeurs ou les rapporteurs des revues à comité de lecture affichent une préférence pour un type de résultat ou une direction particulière dans la nature des résultats. Dans le contexte de la loi d'Okun, une direction particulière des résultats consiste à rejeter les papiers obtenant une relation positive entre PIB réel et chômage. Si un article arrive à la conclusion que le PIB réel et le chômage sont reliés positivement. Cet article aura très peu de chance d'être publié car il s'éloignera du consensus au sein de la communauté académique. Par conséquent, les éditeurs risquent de rejeter les articles produisant des coefficients d'Okun positifs. Or, la possibilité de trouver une relation positive entre l'activité et le chômage n'est pas à exclure. Une relation positive ressort au cours d'une récession si les autorités interviennent sur le marché du travail pour empêcher la hausse du chômage¹¹. Une expansion du PIB réel peut s'accompagner d'un déficit en création d'emplois si cette expansion est générée essentiellement par des gains de productivité¹². Ces exemples prouvent qu'une relation d'Okun positive peut survenir dans des contextes particuliers. Si ce biais de publication n'est pas pris en compte, les coefficients d'Okun issus de la littérature risquent de surestimer en valeur absolue l'effet moyen du PIB réel sur le chômage. Ce biais de publication est appelé biais de type I.

Le second biais de publication survient lorsque les éditeurs ou rapporteurs expriment une préférence pour des résultats qui soit statistiquement significatifs. La littérature risque alors de surreprésenter des valeurs élevées et significatives du coefficient d'Okun alors que les travaux qui obtiennent des valeurs faibles et non significatives du coefficient vont

11. Durant la "Grande Récession", les autorités allemandes ont promu des programmes de chômage à temps partiel comme le *KurzArbeit* pour inciter les firmes à réduire les licenciements.

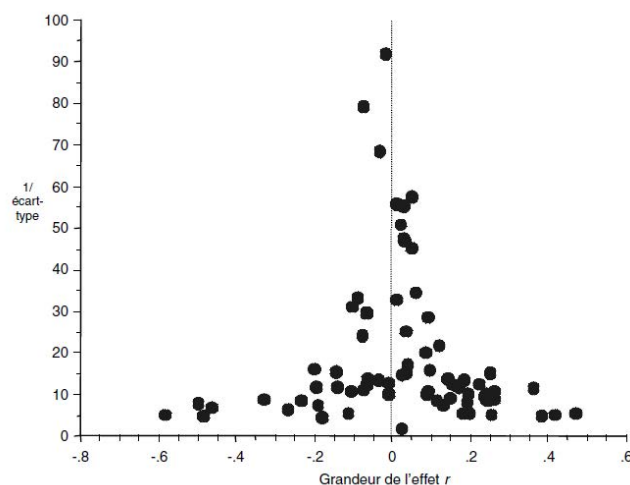
12. Le second chapitre de cette thèse discute de ce phénomène des *jobless recoveries*.

être systématiquement rejetés. Cette propension à trouver des résultats significatifs dépend souvent du nombre d'observations. Dans le contexte de la loi d'Okun, le travail sur des fréquences annuelles ou trimestrielles débouche souvent sur un nombre limité d'observations. Les économistes qui travaillent sur un nombre réduit d'observations ont une probabilité plus forte de ne pas trouver des résultats significatifs. Ces chercheurs vont être amenés à multiplier les stratégies empiriques pour parvenir à des résultats significatifs. Ce biais de publication est appelé biais de type II.

Plusieurs méthodes ont été proposées pour mettre en évidence de manière intuitive la présence de biais de publication. Parmi les outils à disposition du méta-analyste, on distingue le graphique à entonnoir et le graphique de Galbraith (1988). La détection du biais de publication de type I est réalisée à l'aide d'un graphique en entonnoir ou *funnel plot*. Ce graphique met en relation la grandeur de l'effet¹³ estimé et une mesure de la précision. La précision peut être mesurée par la taille de l'échantillon ou encore l'inverse de l'écart-type de l'effet issu de chaque étude ($1/\sigma$). Dans cette méta-analyse, cette dernière mesure de la précision est privilégiée comme dans Egger *et al.* (1997).

En l'absence de biais de publication, la représentation graphique des coefficients d'Okun et de l'inverse de l'écart-type associé à chaque coefficient devrait prendre la forme d'un entonnoir inversé. Les résultats avec une faible précision, écart-types élevés et faibles observations, vont se répartir à la base du graphique alors que les résultats issus d'études avec une précision élevée, écart-types faible, vont se situer dans la partie haute du graphique autour de l'effet "authentique" ou "réel". Ce graphique en entonnoir devrait être symétrique en l'absence de biais de publication de type I. Le graphique 1.2 présente un graphique-type de cette situation issu d'une méta-analyse de Doucouliagos *et al.* (2005).

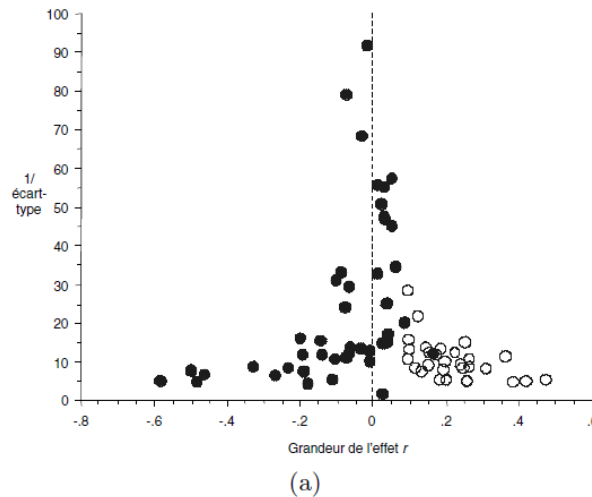
Graphique 1.2 – *funnel plot* en l'absence de biais de publication



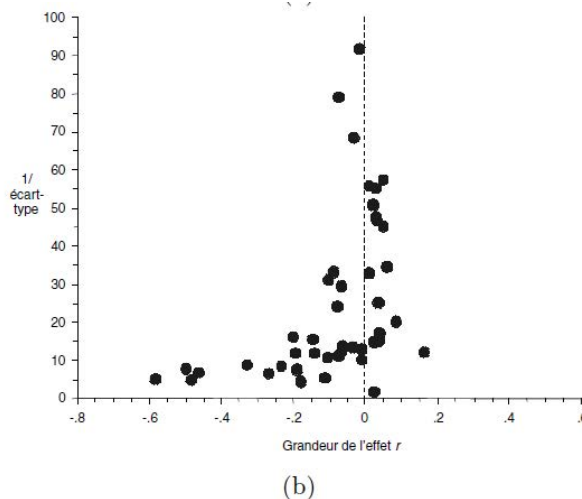
13. On parle aussi de la taille de l'effet ou d'importance de l'effet. Dans notre cas, il s'agit du coefficient d'Okun qui mesure la relation entre le chômage et le PIB réel.

En présence de biais de publication de type I, le graphique en entonnoir présente une forme asymétrique. Dans le contexte de la loi d'Okun, les études qui obtiennent des coefficients positifs à cause de périodes particulières ne sont pas publiées. Si ces études étaient publiées, le *funnel plot* prendrait la forme du graphique 1.3 où les cercles blancs représentent les études non publiées :

Graphique 1.3 – *funnel plot* en l'absence de biais de publication avec les études non publiées.



Graphique 1.4 – *funnel plot* en présence de biais de publication de type I



Cependant, en réalité, ces études sont systématiquement rejetées car elles ne vont pas de sens des éditeurs et s'éloignent du consensus atteint dans la littérature. Le graphique 1.3 ressemble plutôt au graphique 1.4 :

En résumé, la présence d'un biais de publication de type I dans la loi d'Okun va se juger sur la symétrie du graphique en entonnoir. Cette première approche peut être complétée

par une approche plus formelle. Egger *et al.* (1997) proposent un test qui permet de juger la significativité de l'asymétrie du graphique à entonnoir. Ce test, appliqué à la loi d'Okun, se présente sous la forme suivante :

$$CO_i = \alpha + \beta ET_i + \epsilon_i \quad (1.5)$$

où CO correspond au coefficient d'Okun issu de l'étude i , ET représente l'écart-type associé à ce coefficient d'Okun et ϵ_i est le terme d'erreur. En l'absence de biais de publication, le coefficient d'Okun propre à chaque étude évolue aléatoirement autour de l'effet authentique α , indépendamment de la valeur de l'écart-type β . Par conséquent, α représente la mesure "authentique" de la relation entre PIB réel et chômage et β indique la taille du biais de publication. Toutefois, les stratégies empiriques pour estimer la loi d'Okun présentent une grande diversité dans les choix de modélisation et de spécification. Le terme d'erreur de l'équation (1.5) risque d'être affecté par une forte hétéroscédasticité. Afin de corriger cette hétéroscédasticité, Stanley (2008) recommande une estimation par moindres carrés pondérés en divisant l'équation (1.5) par l'écart-type ET de chaque coefficient d'Okun comme suit :

$$\frac{CO_i}{ET_i} = \beta + \alpha \left(\frac{1}{ET_i} \right) + \nu_i \quad (1.6)$$

$$\frac{CO_i}{ET_i} = t_i$$

où $\frac{CO_i}{ET_i}$ correspond tout simplement à t_i , le t -statistique associé à chaque coefficient d'Okun de la méta-analyse. L'équation (1.6) représente une droite de régression à travers un graphique en entonnoir ayant subi une rotation à 90 degrés afin d'éliminer l'hétéroscédasticité. Cette équation (1.6) va servir de base pour détecter la présence d'asymétrie dans le graphique en entonnoir. D'après Egger *et al.* (1997), un biais de publication de type I existe si β est significativement différent de zéro tandis que la valeur estimée de β indique le sens de ce biais. Lorsque β est significativement positif (négatif), l'effet est sujet à un biais à la hausse (baisse). De plus, la présence d'un effet "authentique" est prouvé si le coefficient α est significativement différent de zéro. La robustesse de ce simple test pourra être testé en réestimant l'équation (1.6) avec la procédure *iteratively re-weighted least squares methods (IRLS)* comme dans Krassoi Peach et Stanley (2009) ou Havranek (2010).

La présence d'un biais de publication de type II est détectable graphiquement à l'aide

du graphique de Galbraith (1988). Il s'agit d'un nuage de points présentant en abscisses la précision du coefficient d'Okun $\frac{1}{ET_i}$ et en ordonnées les différents t-statistiques pour une valeur donnée de l'effet "authentique"¹⁴. En présence de biais de publication de type II, des valeurs élevées en valeur absolue du coefficient d'Okun seront surreprésentées. La littérature risque de produire en excès des résultats qui soient significatifs. Dans le cas où il n'y pas de biais de publication de type II et que l'effet "authentique" existe réellement, la statistique $\frac{CO_i - EA}{ET_i}$ ne devrait pas excéder 2 dans pas plus de 5% des articles. Le nuage de points devrait être aléatoirement distribué autour de zéro sans relation systématique avec la précision.

L'un des objectifs cette méta-analyse cherche aussi à comprendre l'influence des différentes stratégies empiriques sur la valeur du coefficient d'Okun. L'équation (1.6) passe à une forme multivariée en introduisant différentes variables explicatives :

$$\frac{CO_i}{ET_i} = \beta + \alpha\left(\frac{1}{ET_i}\right) + \sum_{k=1}^K \lambda_k \left(\frac{Z_{ki}}{ET_i}\right) + \omega_i \quad (1.7)$$

où Z_{ki} représentent les K variables exogènes de la méta-régression susceptibles d'avoir une influence sur l'ampleur du coefficient d'Okun i et ω_i correspond au terme d'erreur. Chaque variable Z_{ki} est pondérée par $(\frac{1}{ET_i})$.

Les variables explicatives de la méta-régression employées sont présentées dans le tableau 1.3. L'ensemble de ces variables offre une description des différentes stratégies empiriques employées dans la littérature. L'influence de la période d'estimation est examinée à travers la date initiale et la date finale de l'échantillon associées aux différents coefficients (représentés respectivement par les variables FIRSTYEAR et LASTYEAR). Une distinction est opérée entre les données de séries temporelles (SAMPTS) et les données de panel (SAMPPA), entre les fréquence annuelles (FREY) et les fréquences semestrielles ou trimestrielles (FREYSQ), entre l'examen de données nationales (COUNT) et régionales (REG) et enfin entre les pays de l'OCDE (OECDCOUNT) et les pays non-membres de l'OCDE (NOECDCOUNT). Cette dernière variable de contrôle permet de distinguer les caractéristiques institutionnelles (mobilité du travail, secteur informel) qui peuvent grandement différer entre ces deux groupes de pays. L'examen de la stratégie empirique débouche sur des méthodes économétriques qui changent fortement d'un article à l'autre. Une distinction importante concerne les articles où le chômage est la variable endogène (ENDU) et les articles où le PIB réel est la variable endogène (ENDY). On distingue entre les spécifications purement statiques (MODSTA) ou dynamiques (MODDYN), les

14. Il s'agit du t-statistique puisque $t_i = \frac{CO_i - EA}{ET_i} = \frac{CO_i}{ET_i}$ en considérant l'hypothèse nulle que l'effet "authentique" $EA=0$.

modèle où l'on ne compte qu'une seule variable exogène (OTHEXO) et ceux incluant plus d'une variable exogène (NOOTHEXO)¹⁵. Une autre source de diversité concerne les modèles estimés à partir d'une seule équation (NEQ1) et ceux issus d'un système d'équation multiples (NEQN). Une étape cruciale dans les articles qui emploient la version “*gap*” est l'estimation du PIB potentiel et du taux de chômage naturel. Il existe un nombre important de filtres permettant de calculer les séries tendanciennes, la méta-régression permet de mesurer leur impact sur la valeur du coefficient d'Okun. Par conséquent, des variables explicatives sont construites pour apprécier l'effet sur le coefficient d'Okun d'une estimation par tendance linéaire (FILTLT), d'un filtre HP (FILTHP), un filtre Baxter-King (FILTBK), une décomposition Beveridge-Nelson (FILTBN), une décomposition par composantes inobservées (FILTBN) ou issue d'une fonction de production (FILTMOD). Enfin, nous introduisons également des variables pour exprimer l'influence des modèles exprimés en niveaux (LEVEL) ou en “*différences premières*” (DELTA).

15. Lorsque la loi d'Okun est spécifiée sous la forme d'une fonction de production, le taux de chômage est complété par des variables exogènes comme les heures travaillées ou la stock de capital.

Tableau 1.3 – Résumé des variables explicatives

Description des variables explicatives	
Variables	Description
FIRSTYEAR	Première année de l'échantillon
LASTYEAR	Dernière année de l'échantillon
SAMPTS	Variable muette qui prend 1 si l'étude utilise des séries temporelles, 0 sinon
SAMPPA	Variable muette qui prend 1 si l'étude utilise des données de panel, 0 sinon
FREQY	Variable muette qui prend 1 si l'étude utilise des données annuelles, 0 sinon
FREQSQ	Variable muette qui prend 1 si l'étude utilise des données semestrielles ou trimestrielles, 0 sinon
COUNTDED	Variable muette qui prend 1 si l'étude comprend des pays industrialisés, 0 sinon
COUNTDING	Variable muette qui prend 1 si l'étude comprend des pays émergents, 0 sinon
COUNT	Variable muette qui prend 1 si l'étude comprend uniquement des pays, 0 sinon
REG	Variable muette qui prend 1 si l'étude comprend uniquement des régions, 0 sinon
MODSTA	Variable muette qui prend 1 si le modèle est statique, 0 sinon
MODDYN	Variable muette qui prend 1 si le modèle est dynamique, 0 sinon
OTHEXO	Variable muette qui prend 1 si le modèle inclut des variables exogènes autres que le chômage ou le PIB, 0 sinon
NOOTHEXO	Variable muette qui prend 1 si le modèle n'inclut pas des variables exogènes autres que le chômage ou le PIB, 0 sinon
NEQ1	Variable muette qui prend 1 si le modèle est estimé à partir d'une équation, 0 sinon
NEQN	Variable muette qui prend 1 si le modèle est estimé à partir d'un système d'équations, 0 sinon
ENDU	Variable muette qui prend 1 si le chômage est la variable endogène, 0 sinon
ENDY	Variable muette qui prend 1 si le PIB réel est la variable endogène, 0 sinon
LEVEL	Variable muette qui prend 1 si le modèle est estimé en niveaux, 0 sinon
DELTA	Variable muette qui prend 1 si le modèle est estimé en différences premières, 0 sinon
FILTLT	Variable muette qui prend 1 si les séries tendanciellles sont estimés sur un tendance linéaire, 0 sinon
FILTHP	Variable muette qui prend 1 si les séries tendanciellles sont estimés sur un filtre HP, 0 sinon
FILTBK	Variable muette qui prend 1 si les séries tendanciellles sont estimés sur un filtre Baxter-King, 0 sinon
FILTBN	Variable muette qui prend 1 si les séries tendanciellles sont estimés sur un filtre Beveridge-Nelson, 0 sinon
FILTUC	Variable muette qui prend 1 si les séries tendanciellles sont estimés sur un modèle à composantes inobservées, 0 sinon
FILTMOD	Variable muette qui prend 1 si les séries tendanciellles sont estimés sur une modèle structurel, 0 sinon
YEAR	Année de publication de l'article
YEAR2	Variable YEAR mise au carré

1.5 Analyse graphique et estimation bivariée du biais de publication et de l’effet “authentique”

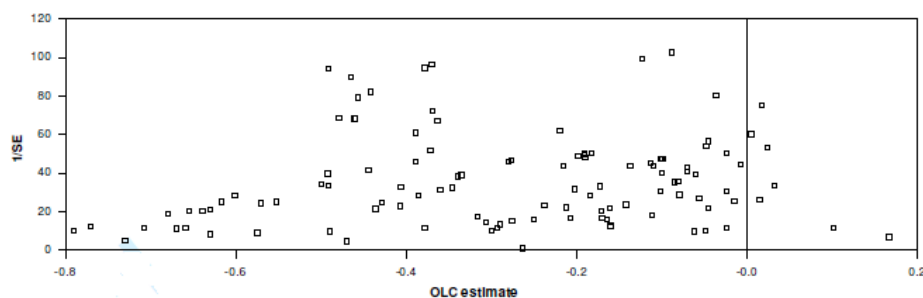
1.5.1 Les biais de publication

Le choix du PIB réel ou du chômage comme variable revêt une importance fondamentale dans l’interprétation du coefficient d’Okun. Or, la méta-analyse mélange dans des proportions plutôt équivalentes les articles où le chômage est la variable endogène et les articles où le PIB réel est la variable endogène. Afin de comparer directement ces deux groupes d’articles, les coefficients issus des équations où le PIB réel est la variable endogène sont systématiquement inversés. De cette façon, l’ensemble des 269 coefficients d’Okun s’interprète comme l’effet des variations du PIB réel sur le chômage. Si désormais l’ensemble des coefficients possèdent la même signification en termes de contenu économique, le travail empirique privilégie néanmoins une analyse séparée des articles de ces groupes d’articles.

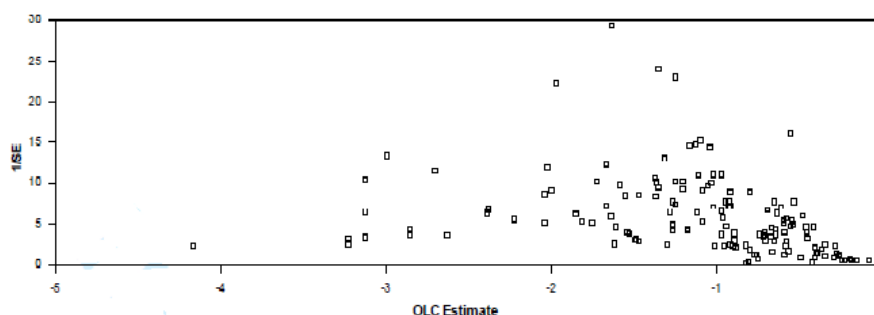
Une étape préliminaire revient sur la nécessité de séparer notre échantillon en deux. Le but de cette étape consiste à juger de la pertinence statistique d’un tel découpage. Les deux sous-échantillons sont fusionnés en posant comme hypothèse nulle que les deux sous-échantillons présentent des propriétés identiques. L’équation (1.6) est estimée pour l’ensemble de l’échantillon et un test de Chow juge de la significativité de l’hypothèse nulle. La statistique de Chow aboutit à une valeur de 13,59 avec une *p-value* associée de 0,00 qui confirme fortement le rejet de l’hypothèse nulle.

La première étape de la méta-analyse examine la présence d’un biais de publication de type I à l’aide du graphique à entonnoir ou *funnel plot*. La mesure de précision est définie comme l’inverse de l’écart-type $\frac{1}{ET_i}$ du coefficient d’Okun qui est placé sur l’axe des ordonnées. Le coefficient associé à chaque écart-type est placé sur l’axe horizontal. Les graphiques 1.5 et 1.6 exposent respectivement les graphiques à entonnoir pour le sous-échantillon avec le chômage comme endogène et le sous-échantillon avec le PIB réel comme endogène. Etant donné l’absence de coefficient positif dans le sous-échantillon avec PIB en endogène et la présence de seulement sept coefficients positifs dans le sous-échantillon avec chômage comme endogène, les deux graphiques affichent un nuage de points fortement concentré du côté gauche. Cette asymétrie dans la forme du nuage de points indique un premier indice de la présence de biais de publication. La macroéconomie empirique suggère une relation négative entre PIB réel et chômage. Néanmoins, une distribution non sélective du coefficient d’Okun générerait une distribution symétrique autour d’une moyenne négative à l’inverse des graphiques 1.5 et 1.6.

Graphique 1.5 – Graphique en entonnoir : chômage en endogène



Graphique 1.6 – Graphique en entonnoir : PIB en endogène



L'axe des abscisses correspond à la grandeur de l'effet : la valeur du coefficient d'Okun. L'axe des ordonnées correspond à la précision : l'inverse de l'écart-type ($\frac{1}{ET_i}$).

Dans le sous-échantillon avec chômage comme endogène, la lecture graphique suggère une distribution bimodale du coefficient. Les estimations les plus précises sont situées dans la partie haute du graphique suggèrent un coefficient moyen de l'ordre de -0,10, si l'on retient au moins les deux estimations les plus précises. En prenant les cinq estimations les plus précises du graphique 1.5, le coefficient moyen augmente substantiellement en valeur absolue pour atteindre -0,30.

La partie haute du graphique à entonnoir des articles avec PIB comme endogène affiche une moyenne de -1,63 et les cinq estimations les plus précises atteignent une moyenne de -1,35. L'ensemble de ces valeurs ressortent comme bien éloignées par rapport à la moyenne de l'ensemble des 269 coefficients qui vaut -0,77 d'après le tableau 1.1. Ainsi, ce coefficient moyen demeure peu pertinent pour juger de l'effet "authentique" du PIB réel

sur le chômage. L'analyse graphique se révèle utile pour détecter la présence éventuelle d'un biais de publication, elle reste néanmoins sujette à une interprétation subjective de la part du méta-analyste. Une manière plus formelle et complémentaire à l'analyse graphique consiste à procéder à un test d'asymétrie à entonnoir en estimant l'équation (1.6). Le tableau 1.4 présente les résultats de ce test sur les deux sous-échantillons.

Tableau 1.4 – Test du biais de publication de type I et mesure de l'effet “authentique”

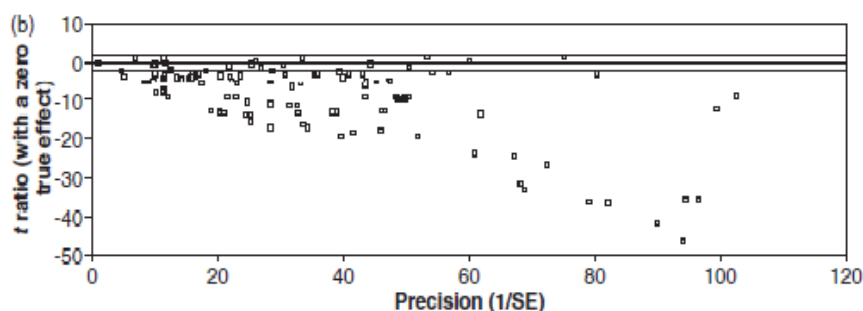
Variable endogène : t -stat du coefficient d'Okun							
		<i>MCO</i>			<i>IRLS</i>		
	Observations	β (Biais)	α (Précision)	R^2	β (Biais)	α (Précision)	R^2
Sous-échantillon : PIB	157	-2,060	-0,606	0,51	-1,97	-0,593	0,47
		(-5,22)*	(-11,77)*		(-6,53)*	(-11,41)*	
Sous-échantillon : chômage	112	0,171	-0,265	0,39	-0,125	-0,253	0,39
		(-0,12)	(-8,39)		(-0,06)	(-3,11*)	

* indiquent la significativité au seuil de 1%.

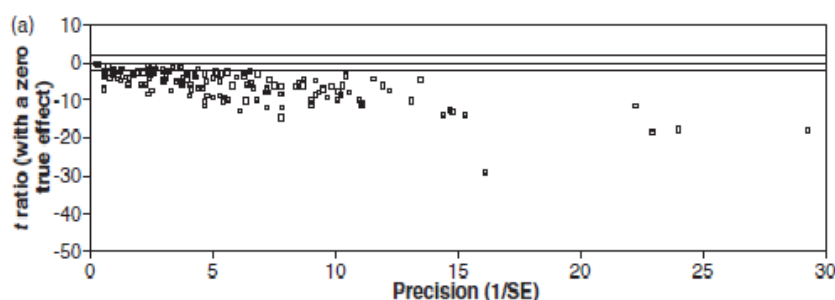
Le coefficient β permet de juger de la significativité du biais de publication de type I. Les résultats sont commentés, dans un premier temps, pour les articles où le PIB réel correspond à la variable endogène. Dans ces articles, le coefficient β ressort comme significatif quelque soit la spécification retenue indiquant une forme de robustesse dans nos résultats. L'hypothèse nulle de l'absence de biais de publication de type I est fortement rejetée. Le signe du coefficient β offre la direction du biais de publication. La valeur négative du coefficient β confirme l'idée que les chercheurs qui obtiennent des coefficients positifs voient leurs articles rejetés lorsque la loi d'Okun est spécifié sous la forme d'une fonction de production. Un résultat qui appuie l'analyse graphique où aucun coefficient positif n'apparaît dans le graphique à entonnoir. Selon Doucouliagos et Stanley (2008), la valeur du coefficient β donne une idée de l'intensité du biais de publication. D'après nos estimations, le coefficient β atteint une valeur de 2 dans l'estimation MCO et quasiment 2 avec la procédure *IRLS*. Cette valeur élevée du coefficient tend à prouver que le biais de publication serait ici particulièrement sévère. Les résultats de l'estimation de l'équation (1.6) sur le sous-échantillon avec chômage comme endogène offrent un visage différent du sous-échantillon avec PIB comme endogène. En effet, quelque soit la procédure retenue, le coefficient β n'est jamais significatif. Le test conduit à ne pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence de biais de publication de type I. Un résultat qui ne surprend pas car le graphique entonnoir contenait au moins 7 coefficients positifs. En d'autres mots, lorsque les

économistes s'emploient à mesurer l'impact du PIB réel sur le chômage, l'obtention de coefficients positifs n'est pas forcément rejetée lors du processus de publication.

Graphique 1.7 – Graphique de Galbraith : chômage en endogène



Graphique 1.8 – Graphique de Galbraith : PIB en endogène



L'axe des abscisses correspond à la grandeur de l'effet : la valeur du coefficient d'Okun. L'axe des ordonnées correspond à la précision : l'inverse de l'écart-type.

A ce stade du travail empirique, le biais de publication de type I demeure seulement présent dans la littérature où l'on retient le PIB réel comme variable endogène. Les travaux où le chômage est employé comme variable endogène ne semblent pas affecté par ce biais de publication.

L'examen de la présence d'un biais de publication de type II débute par une analyse graphique. Les graphiques 1.7 et 1.8 présentent les deux graphiques de Galbraith¹⁶ associés aux sous-échantillons respectifs. Le graphique de Galbraith représente un graphique à entonnoir avec une inversion à 90 degrés et ajusté de l'effet d'hétéroscédasticité. Une première lecture de ces deux graphiques indique que les t -statistiques montrent une grande variance et tendent à diminuer au fur et à mesure que la précision augmente. Les deux

16. Les deux lignes horizontales correspondent à l'intervalle $[-2; +2]$ pour les t -statistiques en supposant un "effet authentique" nul.

graphiques prouvent de manière éloquentes la présence d'un biais de publication de type II.

En supposant l'absence d'effet "authentique"¹⁷, seulement 5% des articles devraient reporter des valeurs des t -statistiques supérieures à 2 en valeur absolue. En réalité, la proportion d'études reportant un t -statistique supérieur à 2 atteint 84% dans les articles avec PIB comme endogène et 76% dans les articles avec chômage comme endogène. Cette analyse graphique est complétée par des z -test avec comme hypothèse nulle qu'il n'existe pas de biais de publication de type II. Ce test mesure la proportion de t -statistique significatifs supérieur à 5%. Les résultats de ce test pour différentes valeurs données de l'effet "authentique" sont présentés dans le tableau 1.5.

Tableau 1.5 – Test du biais de publication de type II

	Proportion de t -stat significatif	z -test	p -value	Effet "authentique"
Sous-échantillon : PIB	84%	41,50	0,000	0,000
	60%	30,66	0,000	-1,601
Sous-échantillon : chômage	76%	38,80	0,000	0,000
	65%	34,95	0,000	-0,275

* indiquent la significativité au seuil de 1%.

Pour chaque sous-échantillon, la première ligne rapporte un effet "authentique" nul avec $EA=0$. Les résultats indiquent un rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1%. Afin de confirmer la robustesse de ce premier test, une valeur moyenne de l'effet "authentique" correspondant aux 10% des valeurs les plus précises des graphiques à entonnoir est calculée. Cela nous donne un effet "authentique" de -1,601 pour le sous-échantillon avec PIB en endogène et un effet moyen de -0,275 pour le sous-échantillon avec chômage comme endogène. Les données du tableau 1.5 indiquent que la proportion de présenter des t -statistiques significatif est d'au moins 60%, un chiffre évidemment supérieur à 5%. Le z -test indique, là encore, le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1%.

En résumé, les articles qui prennent le PIB réel comme endogène et ceux qui sélectionnent le chômage comme endogène diffèrent nettement quand au biais de publication de type I. En revanche, les deux types d'articles ont en commun de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de biais de publication de type II. La littérature consacrée à la loi d'Okun tend à sélectionner de manière exagérée des résultats qui sont significatifs.

17. Autrement dit, l'effet "authentique" est nul ou $EA=0$.

1.5.2 Les valeurs de l'effet "authentique"

Au delà du biais de publication, une autre question concerne la présence d'un effet "authentique" dans la relation d'Okun. D'après Stanley (2008), l'équation (1.6) conduit également à mesurer la valeur de l'effet "authentique" grâce au coefficient α . Le tableau 1.4 présentent les estimations du coefficient α dans les deux sous-échantillons. Dans le sous-échantillon avec PIB comme endogène, le coefficient α prend une valeur significative moyenne de -0,606 avec comme intervalles de confiance à 95% :[-0,72;-0,52] avec l'estimation MCO et une valeur de 0,59 avec comme intervalles de confiance à 95% :[-0,70;-0,50] avec l'estimation *IRLS*. Dans ce sous-échantillon, les coefficients ont été systématiquement inversés afin d'être comparés directement avec le sous-échantillon avec chômage comme endogène. Il ressort du tableau 1.4 que les coefficients issus du sous-échantillon avec PIB comme endogène sont supérieurs en valeur absolue aux coefficients issus des spécifications avec chômage comme endogène. Effectivement, dans le sous-échantillon avec chômage comme endogène, le coefficient moyen vaut -0,265 avec comme intervalles de confiance :[-0,33;-0,20] dans l'estimation MCO et -0,25 avec comme intervalles de confiance :[-0,41;-0,09]. Les stratégies empiriques menées pour estimer la loi d'Okun en utilisant le PIB réel comme variable endogène conduisent à exacerber la sensibilité du chômage aux mouvements du PIB réel.

1.6 Une approche multi-variée de la méta-analyse

La section précédente a montré que la littérature tendait à surreprésenter les résultats significatifs et à choisir un sens dans la direction des résultats pour au moins une catégorie d'articles. L'effet "authentique" du PIB réel sur le chômage n'est pas le même selon le choix de la variable endogène. Le choix du PIB réel comme variable endogène rend le chômage plus sensible aux fluctuations du PIB réel. Toutefois, la valeur du coefficient d'Okun ne dépend pas uniquement du choix de la variable endogène. La diversité des stratégies empiriques, la fréquence des données ou encore le niveau de richesse d'un pays influent également sur l'hétérogénéité des coefficients d'Okun observés dans la littérature. Le recours à des variables explicatives permet de mieux comprendre l'influence des différentes stratégies empiriques.

1.6.1 Totalité de l'échantillon

L'objet de cette section est justement de conduire cette analyse en réalisant une méta-régression. Cette approche revient à estimer l'équation (1.7) pour l'ensemble de nos 269 estimations et sur les deux sous-échantillons considérés dans ce chapitre. Dès lors, chaque

méta-régression inclut potentiellement les variables explicatives suivantes¹⁸ : SAMPPA, FREQSQ, COUNTDING, MODDYN, OTHEXO, NEQN, LEVEL, FILTLT, FILTHP, FILTBK, FILTBN, FILTUC et FILTMOD. Les variables explicatives sont choisies par une procédure séquentielle mêlant une sélection allant du spécifique au général (procédure *forward*) et une sélection allant du général au spécifique (procédure *backward*). Cette procédure se déroule comme suit : une variable s'ajoute de façon séquentielle à la méta-régression dès qu'elle est significative au seuil de 5%. De plus, chaque fois qu'une variable est ajoutée, les autres variables qui deviennent non significatives sont enlevées afin de conserver celles qui présentent une significativité au seuil de 5%. Ensuite, la méta-régression est estimée par MCO et par la procédure *IRLS* pour vérifier la robustesse des résultats. Les variables explicatives¹⁹ qui ressortent comme significatives à la fois dans l'estimation MCO et la procédure *IRLS* sont celles qui exercent la plus grande influence sur l'hétérogénéité du coefficient d'Okun.

La valeur des coefficients d'Okun peut aussi souffrir de l'effet d'un “cycle de recherche”. L'idée du “cycle de recherche”, mis en avant par Havranek (2010), est que l'hétérogénéité des résultats s'explique par les débats au sein de la communauté académique. Dans un premier temps, la publication de résultats originaux fait naître d'autres études qui viennent rapidement confirmer la portée significative des résultats originaux. Par la suite, d'autres chercheurs viennent contester ou nuancer la valeur des résultats originaux en publiant des travaux contradictoires. Les éditeurs vont exprimer une préférence pour ce type de travaux car cela permet d'alimenter les débats entre les chercheurs au sein des revues. Afin de tenir compte d'un éventuel “cycle de recherche” dans la loi d'Okun, le modèle final inclut comme variables explicatives l'année de publication (YEAR) et cette variable mise au carré (YEAR2). Si ce “cycle de recherche” existe réellement, on s'attend à un coefficient positif pour la variable YEAR et un coefficient négatif pour la variable YEAR2 avec une significativité jointe des deux coefficients.

Les résultats de la méta-régression sont présentés dans le tableau 1.6 pour l'ensemble de l'échantillon (269 coefficients) et les deux sous-échantillons. Les deux premières colonnes décrivent les résultats pour l'ensemble de l'échantillon. Les quatre dernières colonnes reportent les résultats associés à chaque sous-échantillon. Chaque paire de colonne présente l'estimation MCO en retenant l'ensemble des différentes variables explicatives et l'estimation avec la procédure *IRLS* après élimination des variables explicatives non significatives. Les estimations MCO sur l'ensemble de l'échantillon ont surtout vocation à démontrer

18. Ces variables explicatives sont listées dans le tableau 1.2, certaines d'entre elles sont exclues de la méta-régression pour éviter le problème de la colinéarité.

19. Sur l'échantillon total et les deux sous-échantillons, un test de Fischer précise que les coefficients sont significativement joints. L'estimation MCO qui contient l'ensemble des variables explicatives montre que certaines d'entre elles ne sont pas significatives.

l'influence de la variable endogène sur le coefficient d'Okun grâce à la variable ENDY. Le travail sur l'ensemble de l'échantillon risque de donner des résultats fallacieux mais il sert surtout à illustrer une fois de plus que le choix de la variable endogène n'est pas neutre.

Les estimations sur l'échantillon total s'accordent bien avec les conclusions de l'analyse bivariée et viennent souligner la présence d'un biais de publication. De plus, le coefficient α mesurant l'effet "authentique" vaut -0,53 avec comme intervalle de confiance à 95% : [-0,64 ; -0,42] en retenant la procédure IRLS. Il convient de noter également que le coefficient α correspond à la valeur du coefficient d'Okun pour les variables explicatives omises de la méta-régression. En d'autres mots, il s'agit du coefficient d'Okun pour les travaux qui emploient des données annuelles dans des pays industrialisés sur une version "*différences premières*" avec une spécification statique. Le signe, la taille et la significativité de la variable explicative ENDY font l'objet de notre attention. Son interprétation est la suivante : un signe positif signifie que le coefficient d'Okun se rapproche de zéro tandis qu'un signe négatif traduit un éloignement du coefficient d'Okun de la valeur nulle. La variable ENDY ressort dans l'estimation MCO et la procédure *IRLS* significative d'après les t-statistiques et d'un signe négatif. Par conséquent, le choix du PIB réel comme variable endogène tend à augmenter en valeur absolue la valeur du coefficient d'Okun de 0,39 en moyenne. Les coefficients d'Okun issus des articles où le PIB réel est la variable endogène sont inversés afin d'être semblables aux coefficients d'Okun provenant des études où le chômage est endogène. De fait, les 269 coefficients de l'échantillon quantifient la sensibilité du chômage aux mouvements du PIB réel. Par conséquent, l'estimation sous forme de fonction de production de la loi d'Okun va se traduire par une sous-estimation des effets du PIB réel sur le chômage compte tenu d'un biais de simultanéité. Le coefficient d'Okun pris comme l'inverse de ce coefficient se révèle mécaniquement surestimé.

1.6.2 Travail empirique sur les sous-échantillons

Le travail empirique se poursuit en appliquant l'équation (1.7) sur les deux sous-échantillons. Une lecture rapide des résultats souligne la présence des biais de publication et d'un effet "authentique" similaire à l'analyse bivariée. Le biais de publication de type I diffère selon le sous-échantillon retenu. Le signe et la significativité du coefficient β indique la présence ou pas du biais de publication ainsi que l'orientation de ce biais. En effet, les articles avec le PIB réel comme endogène sont affectés significativement par un biais de publication de type I tandis que les articles avec le chômage comme endogène ne possèdent pas ce biais de publication. Les deux sous-échantillons ont en commun de présenter un effet "authentique" en valeur absolue plus faible dans le sous-échantillon avec le chômage comme endogène. Plus précisément, l'effet "authentique", mesuré par le coefficient β , vaut -0,40 avec comme intervalle confiance à 95% : [-0,47 ; -0,34] pour le sous

échantillon avec chômage comme endogène et un effet de -1,02 avec comme intervalle de confiance $[-1,15 ; -0,88]$ pour le sous-échantillon avec PIB comme endogène.

En plus de détecter un biais de publication et de mesurer un effet “authentique”, la méta-régression permet d’examiner l’influence des stratégies empiriques ainsi que le contexte (fréquence, niveau de richesse) sur la valeur du coefficient d’Okun. Dans les deux sous-échantillons, il est étonnant de constater que le choix d’un filtre statistique tel que le filtre HP, le filtre Baxter-King ou encore la décomposition Beveridge-Nelson ne ressort jamais de manière significative dans les estimations par la procédure *IRLS*. Un résultat qui demeure valable dans l’estimation MCO qui réunit l’ensemble des variables explicatives. Le choix du filtre statistique ne conduit donc pas à une hétérogénéité dans la valeur du coefficient d’Okun. L’hypothèse d’un “cycle de recherche” est fortement rejeté dans les deux sous-échantillons. D’une part les coefficients ne ressortent pas de manière significative dans nos estimations et ne sont pas retenues dans la procédure *IRLS*. D’autre part, la statistique de Fischer qui teste l’hypothèse jointe que les coefficients *YEAR* et *YEAR2* sont significativement différents de zéro reste inférieure à sa valeur critique. Dans le sous-échantillon avec chômage endogène et l’autre sous-échantillon avec PIB endogène, les p-values atteignent respectivement 0,722 et 0,385.

L’analyse se poursuit en examinant plus en détail les résultats de chacun des deux sous-échantillons. Dans le sous-échantillon avec chômage endogène, le test *RESET* de Ramsey suggère que la forme linéaire est adaptée et que cette spécification demeure pertinente pour juger l’impact des variables explicatives sur l’ampleur du coefficient d’Okun. Il ressort des différentes estimations que la valeur du coefficient d’Okun est affectée significativement par la fréquence des données (*FREQSQ*) dans la procédure *IRLS*. Cette variable implique qu’une fréquence élevée entraîne une diminution en valeur absolue du coefficient d’Okun. En d’autres mots, l’emploi de données trimestrielles ou semestrielles tend à diminuer en valeur absolue la valeur du coefficient d’Okun. Comment expliquer un tel résultat ? Le taux de chômage représente un indicateur retardé de la conjoncture. De manière générale, les fluctuations du PIB réel n’impactent pas de manière instantanées le marché du travail. La croissance du PIB réel va produire des effets graduels et diffus que vont capter les estimations basées sur des fréquences trimestrielles ou semestrielles. Un autre résultat remarquable concerne la significativité du coefficient *COUNTDING* dans l’estimation par la procédure *IRLS*. Cette variable décrit le niveau de développement d’un pays. La valeur positive du coefficient implique que le coefficient d’Okun diminue en valeur absolue lorsque les chercheurs s’emploient à estimer la loi d’Okun dans les pays émergents. Une diminution qui est estimée à 0,205 en moyenne. Les caractéristiques institutionnelles du marché du travail propres aux pays émergents viennent affaiblir le coefficient d’Okun. Des mécanismes tels que le poids du secteur informel, les flux migratoires ou encore la relative flexibilité du

marché du travail permettent aux marché du travail d'absorber les fluctuations du PIB réel avec une conséquence limitée sur le chômage.

Tableau 1.6 – Méta-régression multivariée

	Echantillon total		Sous-échantillon : chômage		Sous-échantillon : PIB	
	<i>MCO</i>	<i>IRLS</i>	<i>MCO</i>	<i>IRLS</i>	<i>MCO</i>	<i>IRLS</i>
Constante β	-240,41(-2,01)	-194,45(-3,00)	-286,50(-0,72)		-274,87(-3,24)	-327,92(-5,58)
Précision α	-0,400(-3,08)	-0,528(-9,44)	-0,289(-1,15)	-0,409(-12,53)	-1,138(-8,85)	-1,022(-14,81)
SAMPPA	-0,261(-1,74)	-0,174(-1,80)			0,054(0,64)	
FREQSQ	0,152(1,37)	0,186(4,38)	0,147(0,72)	0,197(4,55)	1,775(5,36)	1,489(11,86)
COUNTDING	0,188(3,83)	0,225(4,83)	0,139(1,65)	0,205(6,77)		
REG	0,334(2,67)	0,293(3,71)			0,183(2,01)	0,192(2,77)
MODDYN	0,117(2,36)	0,145(2,96)	0,008(0,09)		1,379(6,33)	1,107(10,29)
OTHEXO	0,138(2,16)	0,218(5,54)	0,012(0,10)		-0,764(-4,34)	-0,614(-5,22)
NEQN	-0,057(-1,65)		-0,071(-1,39)			
ENDY	-0,437(-3,35)	-0,390(-6,22)				
LEVEL	-0,124(-1,71)		-0,253(-1,89)	-0,211(-5,85)	1,371(5,33)	1,107(10,296)
FILTTLT	-0,153(-1,09)		-0,055(-0,11)		0,123(0,85)	
FILTTP	-0,031(-0,54)		-0,008(-0,08)		0,134(0,99)	
FILTBK	-0,160(-1,00)		0,022(0,05)		0,301(1,77)	
FILTBN	-0,300(-1,20)		-0,325(-0,72)		0,106(0,51)	
FILTUC	-0,019(-0,16)		-0,012(-0,05)		0,057(0,32)	
FILTMOD	0,545(0,88)					
AVGYEAR	0,120(1,99)	0,097(2,96)	0,143(0,72)		0,138(3,22)	0,164(5,56)
R^2	0,65	0,61	0,62	0,57	0,80	0,79
<i>F-test</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<i>Reset</i>	0,80	0,87	0,95	0,94	0,15	0,46

* indiquent la significativité au seuil de 1%.

Enfin, lorsque la loi d'Okun est spécifiée en niveau²⁰, cela produit une hausse en valeur absolue de 0,211 du coefficient d'Okun. En effet, la procédure *IRLS* montre que la variable LEVEL est significative et possède un signe négatif. L'explication vient sans doute que la

20. Cette stratégie empirique exclut un filtrage des données et par conséquent d'une relation entre le PIB potentiel et le taux de chômage naturel. Une stratégie empirique qui reste rare puisqu'elle ne concerne que 9,2% des articles de la méta-analyse.

modélisation en niveaux dévoile l'ensemble des effets cumulées ou de long terme du PIB réel sur le chômage²¹. Les coefficients d'Okun apparaissent plus élevés en valeur absolue dans ce type de spécification.

Le travail empirique continue en commentant les résultats associés au sous-échantillon avec le PIB réel comme endogène. D'après le test *RESET* la forme linéaire du modèle n'est pas rejetée, que ce soit pour l'estimation MCO ou la procédure *IRLS*. A la manière de l'autre sous-échantillon, la variable FRESQ se révèle significative et positive. Ainsi, d'après l'estimation MCO et *IRLS*, l'emploi de données trimestrielles ou semestrielles diminue en valeur absolue respectivement le coefficient d'Okun de 1,775 et de 1,489 en moyenne. La variable REG qui n'apparaît pas significative dans l'autre sous-échantillon ressort comme significative dans le sous échantillon avec PIB endogène. L'emploi de données régionales tend à faire diminuer en valeur le coefficient d'Okun. Par exemple, l'estimation MCO enregistre une baisse en valeur du coefficient d'Okun de l'ordre de 0,183. L'emploi de données régionales réduit la sensibilité du chômage aux mouvements du PIB réel. Au niveau régional, le marché du travail absorbe les fluctuations du PIB réel par des mécanismes tels que la mobilité du travail ou la flexibilité du salaire réel qui viennent réduire en valeur absolue le coefficient d'Okun.

Un autre résultat remarquable concerne les variables explicatives MODDYN et LEVEL qui présentent toutes deux une valeur positive et significative. La variable MODDYN indique que la loi d'Okun possède une spécification dynamique impliquant des retards de la variable du PIB réel. La valeur positive du coefficient LEVEL semble contradictoire avec le coefficient négatif trouvée pour cette même variable dans le sous-échantillon avec chômage en endogène. Cette divergence dans le signe de cette variable se résout facilement. Dans le sous-échantillon avec chômage en endogène, l'emploi d'une spécification en niveau rend plus élevé en valeur absolue le coefficient d'Okun : le coefficient LEVEL prend une valeur négative. Le coefficient positif LEVEL obtenu dans le sous-échantillon avec PIB endogène implique que l'impact du chômage sur le PIB réel sera plus fort dans les modèles en niveau. Dans ce dernier sous-échantillon, le coefficient d'Okun mesure la sensibilité du chômage aux mouvements du PIB réel, par conséquent une sensibilité réduite traduit un effet plus important du chômage sur le PIB réel. Ce raisonnement s'applique aussi à la variable MODDYN²². La valeur du coefficient d'Okun diminue en valeur absolue dans les articles qui privilégient une spécification dynamique²³ plutôt que statique. Ainsi les variations du chômage vont exercer un effet plus puissant sur le PIB réel. Les variables

21. Le quatrième chapitre de cette thèse offre une tentative pour expliquer pourquoi ces mécanismes diffèrent d'un pays à l'autre.

22. L'estimation par MCO et par la procédure *IRLS* aboutissent à des résultats comparables.

23. Les modèles dynamiques contiennent des retards de la variable endogène et parfois également des retards de la variable exogène comme dans les modèles ARDL : *AutoRegressive Distributed Lags*.

explicatives MODDYN et LEVEL produisent les mêmes effets sur la loi d’Okun car ces variables capturent l’effet cumulé ou de long terme de la variable exogène sur la variable endogène.

Finalement, d’après la variable AVGYEAR, l’emploi de bases de données récentes mène à une baisse en valeur absolue du coefficient d’Okun. A l’inverse, d’après le signe significatif de la variable OTHEXO, l’introduction de variables explicatives supplémentaires augmente en valeur absolue l’ampleur du coefficient d’Okun. Autrement dit, lorsque la loi d’Okun est spécifiée sous la forme d’une fonction de production avec des variables supplémentaires comme le stock de capital ou les heures travaillées, l’effet d’une variation du chômage sur le PIB réel devient nettement plus faible.

1.7 Conclusion

L’objet de ce premier chapitre est de comprendre et d’expliquer l’hétérogénéité du coefficient d’Okun observé dans la littérature. L’emploi d’une méta-analyse permet de mesurer l’effet “authentique” du coefficient d’Okun. Cet effet “authentique” est, par définition, un paramètre non observable. Les valeurs estimées de ce paramètre peuvent s’écarter de la vraie valeur du paramètre à cause d’une multitude de facteurs tels que la fréquence des données, le filtre employé, la spécification retenue et ainsi de suite. Une méta-analyse permet de discriminer de l’influence de tel ou tel facteur et d’offrir également une mesure de l’effet “authentique”.

Le travail empirique, présenté dans ce chapitre, a retenu un échantillon de 269 estimations du coefficient d’Okun. Des analyses préliminaires suggèrent que la méta-analyse doit distinguer si le chômage ou le PIB réel est employé comme endogène dans l’équation de la loi d’Okun. Par conséquent, la méta-analyse a été réalisée sur trois échantillons : l’échantillon total à titre illustratif, le sous-échantillon avec le chômage comme endogène et le sous-échantillon avec le PIB comme endogène.

La première source d’hétérogénéité du coefficient d’Okun provient du choix de la variable endogène. Il existe au moins deux effets “authentiques” de la loi d’Okun selon le choix de la variable endogène. Lorsque le PIB est endogène, on se rapproche de la forme d’une fonction de production mesurant l’impact d’une baisse du chômage sur la production. Inversement, lorsque le chômage est endogène, le coefficient d’Okun s’interprète plutôt comme l’impact des variations de la demande agrégée sur les variations du taux de chômage. En résumé, le PIB comme endogène s’apparente à une démarche de long terme tandis que le chômage comme endogène révèle plus une dimension conjoncturelle. Un biais de type II (préférence pour résultats significatifs) est mis en évidence dans les deux sous-échantillons, tandis que le biais de type I (préférence pour une orientation des

résultats) se rencontre seulement dans le sous-échantillon avec le PIB comme endogène. En tenant compte de ces biais de publication, l'estimation d'un effet "authentique" du coefficient d'Okun souligne un coefficient plus fort en valeur absolue dans le sous-échantillon avec le PIB comme endogène. Effectivement, les analyses bivariées et multivariées de la méta-analyse conduisent à l'établissement de deux effets "authentiques" du coefficient d'Okun.

Dans le sous-échantillon avec chômage endogène, on retient l'idée que à court terme les fluctuations du chômage proviennent de chocs exogènes sur le PIB réel, la valeur "authentique" du coefficient d'Okun atteint -0,61. Enfin, dans le sous-échantillon avec PIB endogène où l'idée est que les variations exogènes du taux de chômage sont répercutées sur le PIB réel, la valeur de l'effet "authentique" est de -1,02. Le choix de la variable endogène n'est pas la seule source d'hétérogénéité identifiée dans ce chapitre. Parmi les autres facteurs susceptibles de modifier significativement la valeur du coefficient d'Okun, on retrouve : le choix d'une spécification dynamique ou statique, la fréquence des données, le niveau de richesse du pays considéré ainsi que la dimension nationale ou régionale des données. L'emploi d'un modèle en niveau tend aussi à augmenter l'ampleur du coefficient d'Okun en valeur absolue.

Chapitre 2

Les fondements empiriques de la loi d'Okun

2.1 Introduction

L'objet de ce second chapitre est de présenter comment la loi d'Okun se déforme au cours des récessions et des reprises. Le point de départ de ce chapitre consiste à étudier les fondements empiriques de la loi d'Okun en utilisant comme fil conducteur les résultats originaux de l'article d'Okun (1962). En cherchant à calculer le PNB potentiel de l'économie américaine, Arthur Okun a montré qu'une hausse de 1 point du taux de chômage était associée à une baisse de 3% du PNB¹ réel. En reliant le marché du travail à celui des biens et services sous la forme d'un simple chiffre, la loi d'Okun a contribué à la construction de modèles macroéconomiques plus élaborés tel que le modèle Offre globale-Demande globale. Un modèle qui a longtemps servi de référence en macroéconomie pour quantifier l'impact de la politique monétaire et budgétaire sur l'inflation et la production. Combinée à la courbe de Phillips, la loi d'Okun fait la passerelle entre l'inflation et la production, les deux variables centrales du modèle Offre globale-Demande globale. La courbe de Phillips établit une relation négative entre le niveau d'inflation et le taux de chômage et offre aux responsables la possibilité de réaliser un arbitrage entre les deux variables en fonction de leur préférence. Ainsi, la lutte contre le chômage implique une inflation plus forte et la lutte contre l'inflation requiert une augmentation du chômage. Si on relie la courbe de Phillips à la loi d'Okun qui relie négativement le chômage et la production ; alors la combinaison de ces deux relations donne la courbe d'Offre globale de court terme. Le courbe d'Offre globale va décrire une relation positive entre l'inflation et la production.

Produits de la synthèse néo-classique, la courbe de Phillips et la loi d'Okun offraient une vision mécanique de la macroéconomie. Le rôle des responsables consistait à choisir simplement une politique économique qui exprimait leurs préférences en termes de chômage et d'inflation. De plus, avec le modèle IS-LM, les pouvoirs publics disposaient des instruments² nécessaires pour atteindre les objectifs fixés. Dès que le taux de chômage apparaissait à un niveau insupportable pour les responsables, la préférence se déplaçait vers une inflation accrue. La relance de l'inflation étant obtenue par une hausse de la demande globale. La courbe d'Offre globale indique que cette hausse de l'inflation va se traduire par une production supplémentaire de biens et services. Quel rôle joue la loi d'Okun dans cet ensemble de relations ? Avec la loi d'Okun, les décideurs peuvent quantifier avec précision de combien le PIB réel va croître suite à l'objectif de réduction du chômage.

Prachowny (1993) remarque que la courbe de Phillips et la loi d'Okun, symboles de la macroéconomie des années 60, vont connaître des destins bien différents. La courbe de

1. L'activité est mesurée par le Produit National Brut dans l'article d'Okun, par la suite, l'activité sera mesurée par le Produit Intérieur Brut (PIB).

2. L'instrument budgétaire (dépenses publiques, fiscalité) étant représenté par la courbe IS (Investment-Saving) et l'instrument monétaire par la courbe LM (Liquidity-Money).

Phillips va rapidement dévoiler un caractère instable au cours des années 70. La hausse conjointe de l'inflation et du chômage vient briser la possibilité de réaliser un arbitrage permanent entre ces deux variables. Finalement, les travaux respectifs de Friedman et de Phelps achèvent la faiblesse empirique de la relation en dévoilant la précarité de ses fondements théoriques. La relation d'Okun, qui relie deux variables réelles : chômage et production, va au contraire subir moins de bouleversements à la fois sur le plan empirique et théorique. Pour s'en convaincre, il suffit de se référer aux plus récents des manuels de macroéconomie où la relation est présentée comme particulièrement solide et robuste. D'après Blinder (1997) et Freeman (2001), la loi d'Okun fait partie des éléments incontournables de la macroéconomie empirique. James Tobin, au début des années 80, allant même jusqu'à parler de "l'outil le plus fiable de la macroéconomie empirique".

Ce chapitre est l'occasion de découvrir que la relation d'Okun incorpore des considérations importantes en termes de fonction de production qui demeurent souvent négligées dans la littérature. La première section de ce chapitre revient sur l'évolution du coefficient depuis les années 60 pour l'économie américaine. Dans la section suivante, la dimension "empirique" de la loi d'Okun est discutée. Le coefficient d'Okun masque toute une chaîne complexe de corrélations et synthétise en un seul chiffre l'interaction complexe du marché du travail à celui des biens et services. Une description fidèle des travaux d'Okun permet de voir que la relation qui relie le chômage à l'activité s'inscrit dans une perspective plus large qui tient compte de la quantité de travail employée et de la productivité des travailleurs au sein de l'économie. Ces différentes corrélations dépendent de manière étroite du management des ressources humaines au sein des organisations. Ce point fera l'objet de la quatrième section de ce chapitre où à la lumière des récessions et reprises passées, nous étudierons comment les entreprises gèrent leurs effectifs face à un retournement de la conjoncture. Une analyse qui sera complétée par une comparaison avec les économies allemande et française. La cinquième section examine comment les corrélations sous-jacentes à la loi d'Okun se sont déformées depuis les années 80. La sixième section étudie de façon formelle la déformation du coefficient d'Okun au cours des récessions et reprises. Enfin, la dernière section de ce chapitre conclut.

2.2 La loi d'Okun aux Etats-Unis : valeur et évolution

2.2.1 Une mesure du PIB potentiel

Okun (1962) cherche à déterminer le PNB potentiel des Etats-Unis en partant d'une relation empirique reliant le PNB réel au taux de chômage. Le PNB potentiel se définit habituellement comme la croissance économique de long terme qui ne génère pas de

tensions inflationnistes. D'après le modèle de Solow, le PNB potentiel va dépendre de la combinaison de la quantité de travail, du stock de capital et du progrès technique. L'estimation du PNB potentiel requiert de connaître avec précision les quantités de travail et de capital employées dans l'économie ainsi que les différents facteurs qui concourent à leurs efficacités comme l'état de la technologie, la qualité du capital humain ou encore les ressources naturelles. A court terme, nombre des déterminants du PNB potentiel comme le stock de capital et la technologie peuvent être considérés comme fixes. La quantité de travail, variable à court terme, va renseigner si l'économie est proche ou pas de son potentiel de production. L'estimation du PNB potentiel repose essentiellement sur la quantité de travail employée au sein de l'économie. Le mesure du PIB potentiel devient un concept de court terme : "*Potential GNP as a Short-Run Concept*".

Si le facteur travail n'est pas pleinement utilisé au sein d'une économie, alors l'économie évolue en dessous de son potentiel de production, et inversement. Autrement dit, il existe un potentiel de production qui est inutilisé ou encore un "gap" entre PIB observé et PIB potentiel. Un potentiel de production inutilisé signale une économie en récession. Okun insiste sur le fait que laisser des capacités de productions inutilisées, c'est à dire laisser le PNB réel évoluer en dessous du PNB potentiel pourrait influencer négativement sur la croissance de long terme³ : "*The failure to use one year's potentially fully can influence future potential GNP : to the extent that low utilization rates and accompanying low profits and personal incomes hold down investment in plant equipment, research, housing and education, the growth in potential GNP will be retarded. Because today's actual output influences tomorrow's productive capacity, success in the stabilization objective promotes more rapid economic growth.*".

Okun s'inscrit clairement dans une démarche keynésienne qui vise à stabiliser l'économie autour de son sentier de croissance de long terme. Les politiques macroéconomiques doivent donc viser à rapprocher demande agrégée et PNB potentiel afin de réduire les coûts sociaux associés à ces ressources inutilisées : "*The evaluation of potential output can also help us to point up the enormous social cost of idle resources.*".

Okun cherche à calculer de combien le PNB réel peut croître sachant qu'il existe un potentiel de production inutilisé, mais sans toutefois générer de tensions inflationnistes. Okun retient un taux de chômage de 4% comme le taux de chômage "naturel" où production potentielle et demande agrégée coïncident. A ce taux de chômage de 4%, l'économie se situe dans le régime de plein-emploi où les facteurs de production sont pleinement utilisés. Un taux de chômage supérieur à 4% révèle que le facteur travail n'est pas entièrement employé au sein de l'économie (nombre d'heures travaillées réduites, faible taux de

3. L'existence d'une telle corrélation positive entre l'écart de production et le PIB potentiel sera discuté dans le chapitre suivant. Une corrélation positive qui peut se comprendre comme un mécanisme d'hystérèse, concept qui va être régulièrement évoquée dans cette thèse.

participation) : “*With this assumption, the unemployment rate can be viewed as a proxy variable for all the ways in which output is affected by idle resources.*”. A l'inverse, une économie où le taux de chômage est inférieur à 4% traduit une surchauffe de l'économie avec une demande globale évoluant au dessus du PIB potentiel. Cette surchauffe de l'économie risque d'engendrer une inflation élevée qui met en péril la stabilité des prix : “*But the social target of maximum production and employment is constrained by a social desire for price stability and free markets.*”.

Par conséquent, les écarts du taux de chômage autour de 4% devraient être corrélés avec des déviations importantes de la demande globale autour du PIB potentiel. Dans la sous-section suivante, la valeur du coefficient d'Okun est détaillée car elle permet de quantifier les écarts de la demande agrégée autour du PIB potentiel.

2.2.2 La valeur du coefficient d'Okun

Pour estimer la relation production-chômage, Okun propose trois méthodes : une méthode “*différences premières*” où les variations du taux de chômage sont reliées aux taux de croissance du PIB réel, une méthode “*trial gaps*” où l'on relie le niveau du taux de chômage avec l'écart entre le PIB réel observé et le PIB potentiel et une méthode “*fitted trend and elasticity*” où la relation est examinée en niveau mais sans supposer l'existence de tendance. La version “*différences premières*” est présentée dans un premier temps. En utilisant des données trimestrielles de 1947 à 1960 disponibles au moment de la rédaction de son article⁴, Okun régresse les variations du taux de chômage sur le taux de croissance trimestriel du PNB réel comme suit :

$$\Delta u_t = \alpha^p + \gamma^p \Delta y_t + \epsilon_t^p \quad (2.1)$$

où u_t correspond au taux de chômage, y_t au PNB réel et ϵ_t^p au terme d'erreur. Okun trouve une constante $\alpha^p=0,3$, autrement dit une croissance nulle du PNB réel augmente le taux de chômage de 0,3 points de pourcentage. La valeur du coefficient d'Okun $\gamma^p=-0,3$ indique qu'une baisse de 1% du PNB réel est associée à une hausse de 0,3 points de pourcentage du taux de chômage. En prenant l'inverse du coefficient γ^p , une hausse de 1 point de pourcentage du taux de chômage s'accompagne d'une baisse de 3,3% du PNB réel⁵. Ce chiffre correspond au fameux ratio 3 :1 mis en avant par Okun dans son article.

4. En 1962, Arthur Okun est membre du Concil of Economic Advisers (CEA). Organisme créé en 1947 chargé de conseiller le Président des Etats-Unis en matière de politique économique. Arthur Okun en deviendra la président de 1968 à 1969.

5. En 1962, le taux de chômage est de 5,6% aux Etats-Unis, la réduction de 1 point de ce taux permettrait de générer un croissance du PIB réel de plus de 3% sans créer d'inflation. L'article d'Okun s'inscrit donc dans une démarche visant à soutenir une politique de demande active. Celle-ci se matérialisera en

Une réestimation de l'équation (2.1) est effectuée sur la période allant de 1949 à 1960. Les résultats apparaissent quasiment identiques à l'article de 1962 avec un coefficient $\gamma^p = -0,32$ et une constante $\alpha^p = 0,32$. Ensuite, l'équation (2.1) est estimée sur un échantillon plus large avec des données trimestrielles allant de 1949 à 2010. Avec $\alpha^p = 0,25$ et $\gamma^p = -0,28$, les estimations restent fidèles aux estimations originales d'Okun, justifiant l'emploi du mot "loi" pour décrire cette relation empirique. En plus de la version "*différence premières*", Okun estima la relation production-chômage à l'aide d'une version "*gap*" où il régresse le taux de chômage sur l'écart de production avec des données trimestrielles allant de 1953 à 1960 comme suit :

$$u_t = \alpha^g + \gamma^g y_t^g + \epsilon_t^g \quad (2.2)$$

où y^g correspond à l'écart de production entre le PIB réel observé et le PIB potentiel et α^g correspond à l'estimation du taux de chômage naturel lorsque l'écart de production est nul. D'après Okun, le PIB potentiel est supposé suivre un taux de croissance constant de l'ordre de 3,5%. De manière implicite, Okun suppose que le PIB potentiel suit ici une tendance déterministe. Sur la base de cette équation, Okun obtient une constante $\alpha^g = 3,72$ et un coefficient $\gamma^g = -0,36$. Ces résultats demeurent analogue à la version "*différence premières*" où une hausse de 1 point de pourcentage du taux de chômage est associée à un écart de production négatif de l'ordre de 3%⁶. La constante, qui est légèrement inférieure à 4%, offre une mesure du taux de chômage naturel qui concorde avec le taux de chômage naturel envisagé par Okun. Comme pour la version "*différence premières*", la version "*gap*" est réestimée à l'aide de données récentes et sur un échantillon plus large. La mesure du PIB potentiel va cependant différer de celle d'Okun qui utilise une simple tendance déterministe pour le calculer. La première mesure du PIB potentiel se fait à l'aide du filtre Hodrick et Prescott (1997) (HP) qui est appliqué au PIB réel avec un paramètre de lissage de 1600. La seconde mesure utilise les données construites par le Congressional Budget Office (CBO)⁷.

Les estimations de l'équation (2.2) sur la période allant de 1949 à 2010 offrent des résultats qui montrent la nécessité de mettre à jour les résultats originaux d'Okun. Le choix du filtre n'influence que marginalement la valeur de nos résultats. Les estimations

1964 par une réduction de l'impôt sur le revenu des ménages. L'instrument budgétaire étant préféré à l'instrument monétaire dans les années 60.

6. La calcul de ce ratio est réalisé en prenant l'inverse du coefficient d'Okun : $1/\gamma^g$. Le chapitre consacré à la méta-analyse de la relation d'Okun précise que ces deux mesures ne sont pas toujours équivalentes.

7. Le CBO est un organisme bipartisan indépendant placé sous l'autorité du Congrès des Etats-Unis qui fournit une analyse sur les questions budgétaires. Le CBO réalise notamment des prévisions budgétaires qui requièrent l'estimation du potentiel de croissance de l'économie américaine ainsi que le niveau naturel de son taux de chômage.

de α^g correspondent à un taux de chômage naturel de l'ordre de 5,6%. Un résultat qui indique une légère hausse du taux de chômage naturel par rapport aux années 1950. La valeur du coefficient d'Okun γ^g est estimé à environ -0,5. Un coefficient plus élevé en valeur absolue par rapport au coefficient de la période 1953-1960. Cette hausse du coefficient implique que le ratio 3 :1 mis en évidence par Okun n'est plus adapté à la situation actuelle. Désormais, une hausse de 1 point de pourcentage du taux de chômage s'accompagne d'un écart de production négatif de l'ordre de 2%. L'évolution du ratio allant de 3 :1 à 2 :1 est en outre confirmé par Freeman (2001), Elsby *et al.* (2010) et Ball *et al.* (2013) dans une série d'articles récents.

2.2.3 Données annuelles

Les équations (2.1) et (2.2) sont réestimées à l'aide de données annuelles allant de 1949 à 2010. Pour le paramètre de lissage du filtre HP, une valeur de 100 est retenue car elle est particulièrement standard pour des données annuelles. Pour la version “*différence premières*”, nous obtenons un coefficient d'Okun $\gamma^p = -0,40$ et une constante $\alpha = 1,35$. Une constante qui ressort comme environ quatre fois plus élevée que dans l'estimation avec les données trimestrielles. Une croissance nulle du PIB réel entraîne par conséquent une hausse du chômage de 1,4 point de pourcentage. Le coefficient d'Okun γ^p apparaît relativement proche des estimations trimestrielles mais légèrement plus élevé en valeur absolue. Les résultats avec les données annuelles de la version “*gap*” sont quasiment identiques aux estimations trimestrielles. Les estimations du coefficient γ^g sont de l'ordre de -0,5 et la constante α^g traduit un taux de chômage naturel de l'ordre de 5,6%. On note aussi que les résultats avec le filtre CBO donne un \bar{R}^2 (0,82) plus élevé que celui du filtre HP (0,33) et ce quelque soit la fréquence des données employées.

En résumé, les versions “*gap*” et “*différences premières*” présentent un coefficient quasiment similaire lorsqu'elles sont estimées sur la période 1950-1960. On en tire la conclusion qu'une hausse de 3% du PIB réel est nécessaire pour réduire le taux de chômage de 1 point de pourcentage. En revanche, estimées sur une échelle de temps plus longue, les deux versions divergent sur la valeur du coefficient d'Okun. Si la version “*différence premières*” continue d'être proche du ratio original 3 :1 de 1962, en revanche la version “*gap*” propose un ratio plus faible de 2 :1, conséquence logique de la hausse en valeur absolue du coefficient d'Okun.

2.2.4 Un coefficient sensible à l'état du cycle économique

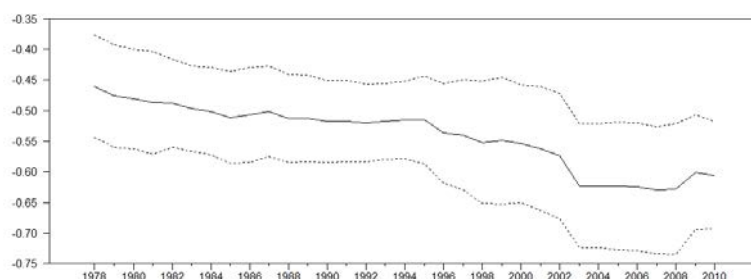
La version “*gap*” de la relation d'Okun témoigne d'une hausse en valeur absolue du coefficient. Le travail empirique se poursuit en étudiant comment le coefficient d'Okun

s'est déformé au cours du temps. Cette partie de la deuxième section montre que la relation d'Okun se déforme en fonction de l'état du cycle économique.

Afin de rendre compte de l'évolution du coefficient d'Okun, la technique économétrique des régressions glissantes est employée pour décrire la trajectoire du coefficient depuis les années 50. Cette technique⁸ consiste à estimer la relation sur une succession d'échantillons relativement courts et de taille identique afin d'observer comment le coefficient varie d'un échantillon à l'autre. Le principe d'une régression glissante peut être facilement compris par un exemple. Pour des données trimestrielles et une fenêtre de 52 observations⁹, la première régression commence au second trimestre de l'année 1949 jusqu'au premier trimestre de l'année 1962, puis nous réestimons la relation à partir du troisième trimestre 1949 jusqu'au second trimestre 1962 et ainsi de suite. Si la relation est stable dans le temps alors les coefficients estimés devraient rester inchangés d'une régression à l'autre. Des régressions glissantes sur des données trimestrielles et annuelles avec des fenêtres d'estimation différentes sont employées afin de tester la robustesse de nos résultats.

Nous commençons par examiner les résultats pour les données annuelles en choisissant une fenêtre d'estimation de 30 années. Les graphiques 1-3 offrent un aperçu des différents coefficients ainsi que le coefficient estimé pour l'ensemble de la période (1949-2010). D'après la version "*différences premières*" présenté sur le graphique 2.3, le coefficient d'Okun est resté relativement stable depuis les années 1960. La première régression glissante offre un coefficient de -0,4, les coefficients suivants ne s'écartent ensuite que très peu de cette première estimation. Les résultats de la version "*gap*" apparaissent plus contrastés. Le filtre HP (graphique 2.2) plaide pour une certaine immuabilité du coefficient comme dans la version "*différences premières*". A l'inverse, la version "*gap*" employant le filtre CBO (graphique 2.1) montre une hausse régulière et progressive en valeur absolue du coefficient d'Okun.

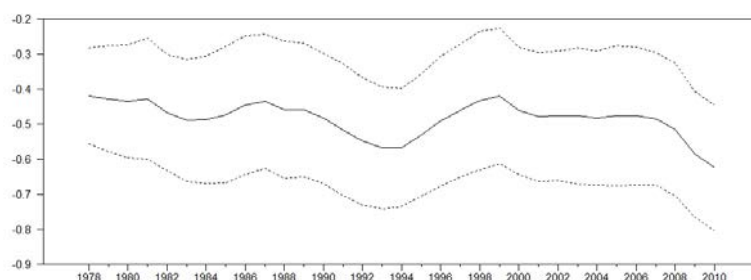
Graphique 2.1 – Régression glissante de loi d'Okun en données annuelles : version "gap" (CBO)



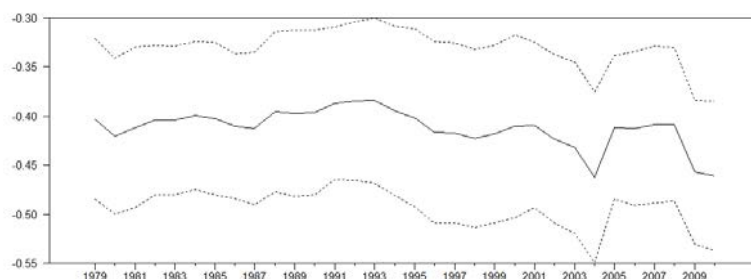
8. Zanin et Marra (2012) discute des avantages et des inconvénients de l'emploi des régressions glissantes pour la loi d'Okun.

9. Cela correspond à l'échantillon de 13 années utilisés originellement par Okun en 1962 pour estimer la version "*différences premières*".

Graphique 2.2 – Régression glissante de loi d'Okun en données annuelles : version “gap” (HP)



Graphique 2.3 – Régression glissante de loi d'Okun en données annuelles : version “différences premières”

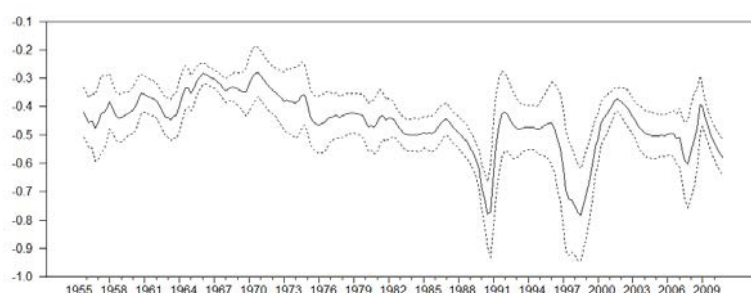


Le travail sur les régressions glissantes se poursuit en examinant maintenant les résultats associés aux données trimestrielles en employant une fenêtre d'estimation de sept années (28 trimestres). L'emploi de données trimestrielles fait ressortir des fluctuations importantes des coefficients associés aux différentes régressions glissantes. Les résultats de la version “*différence premières*” figurent parmi les plus remarquables. Sur l'ensemble de la période, le coefficient vaut -0,28, un chiffre très voisin du coefficient de l'article original d'Okun. Les régressions glissantes montrent des écarts très marqués par rapport à ce coefficient moyen. Les coefficients issus des régressions glissantes semblent diminuer en valeur absolue au cours de certaines phases d'expansion de l'économie américaines. Sur le graphique 2.6, il s'agit essentiellement des années 1960 et 1990¹⁰. Notre analyse complète celle de Knotek (2007) qui montre que durant les phases d'expansion, on assiste à une diminution en valeur absolue du coefficient d'Okun. Ces fluctuations du coefficient vont dans le sens d'une asymétrie de la relation production-chômage. D'après Knotek, ces phases d'expansion correspondent aux années 60, la fin des années 80, la fin des années 90 et les années 2000 avant la “Grande Récession”. Employant des régressions glissantes sur une fenêtre encore plus courte que la nôtre : 5 années (20 trimestres), Knotek montre

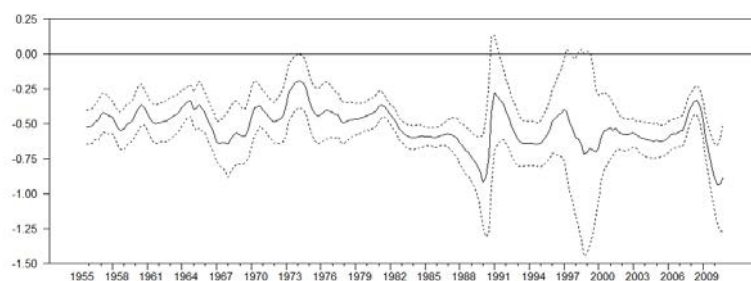
10. Un résultat qui apparaît encore plus marqué avec la fenêtre de 7 années.

même que durant les années 90, le coefficient d’Okun a approché une valeur quasi-nulle. Les longues phases d’expansion¹¹ enregistrent ainsi une relation plus faible de la relation d’Okun. Les différentes versions “*gap*” utilisées montrent également des mouvements importants du coefficient mais qui restent plus délicats à interpréter. Les deux versions “*gap*” tendent à présenter une hausse en valeur absolue du coefficient qui semble dater, d’après la lecture des graphiques 2.4 et 2.5, de la fin des années 80.

Graphique 2.4 – Régression glissante de loi d’Okun en données trimestrielles : version gap (CBO)

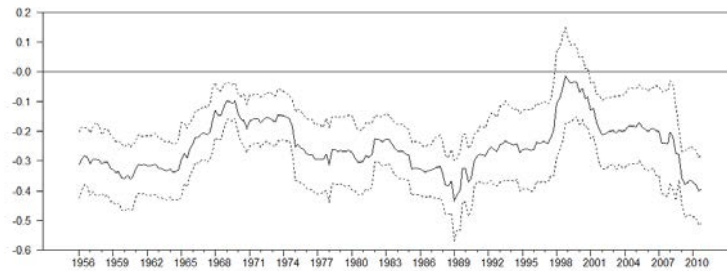


Graphique 2.5 – Régression glissante de loi d’Okun en données trimestrielles : version gap (HP)



11. Les années 60 et 90 enregistrent les phases d’expansions les plus longues de l’économie américaine depuis la fin de la Seconde Guerre Mondiale. Les années 90 correspondent à une phase d’expansion de 120 mois (du creux de mars 1991 au pic de mars 2001) de l’économie. Les années 60 correspondent à une phase d’expansion de 106 mois (du creux de février 1961 au pic de décembre 1969).

Graphique 2.6 – Régression glissante de loi d'Okun en données trimestrielles : version “premières différences”



Cette section du chapitre consacrée aux régressions glissantes de la loi d'Okun a souligné plusieurs faits intéressants. Tout d'abord, la version “*différences premières*” continue à plaider pour un ratio 3 :1 toujours d'actualité. Cependant, les différentes versions “*différences premières*” utilisées viennent nuancer ce résultat. Elles tendent à indiquer plutôt une hausse en valeur absolue du coefficient d'Okun depuis les années 80. Cette évolution prouve la nécessité de revenir plus en détail sur le ratio 3 :1 et ses fondements empiriques. Enfin, le coefficient d'Okun demeure particulièrement sensible à l'état du cycle économique. La relation d'Okun devient plus lâche lorsque l'économie se situe dans un régime d'expansion. La fin de ce chapitre examinera plus en détail cette déformation au cours des récessions et reprises. La section suivante explicite de manière plus précise le fameux ratio 3 :1 mis en avant par Okun en 1962.

2.3 Les fondements empiriques de la loi d'Okun

Les travaux d'Okun suggèrent qu'une réduction de 1 point du taux de chômage est associée à une hausse de 3% du PIB réel. Ce ratio qui relie le marché du travail à celui des biens et services masque en fait tout un enchainement complexe de corrélations. Prachowny (1993) remarque que ces corrélations sous-jacentes à la relation sont souvent négligées car la loi d'Okun simplifie en un chiffre les interactions du marché du travail et des biens et services. Effectivement, le ratio 3 :1 mis en lumière par Okun permet de quantifier l'impact sur la croissance du PIB réel d'une hausse de la quantité de travail inutilisée. De fait, cette mesure était rendu aisé par l'utilisation d'une seule variable, le taux de chômage, plutôt qu'une multitude de variables pour décrire la quantité de travail : “*While I shall discuss the steps individually below, the basic technique I am reporting consists of a leap from the unemployment rate to potential output rather than a series of steps involving the several underlying factors.*”. Toutefois, comme le reconnaissait Okun, la simple réduction de 1 point du taux de chômage n'est pas suffisante pour engendrer

le gain considérable de 3% en termes de production : “*Clearly, the simple addition of 1 percent of a given labor force to the ranks of the employed would increase employment by only slightly more than 1 percent... The 3 percent results implies that considerable output gains in a period of rising utilization rates stem from som of all of the following : induced increases in the size of labor force ; longer average weekly hours and greater productivity*”. Par conséquent, derrière la relation entre la production et le chômage, il y a l’idée que les autres facettes du facteur travail tels que la productivité, le taux de participation et le nombre d’heures par travailleur doivent augmenter parallèlement à la baisse du taux de chômage pour générer cette croissance de 3% du PIB réel¹². Autrement dit, la réduction de 1 point du taux de chômage doit aller de pair avec une augmentation des autres “inputs” du facteur travail.

2.3.1 Le coefficient d’Okun : un élément de la quantité de travail

Le stock de capital et l’état de la technologie sont négligés car ils sont considérés comme fixes à court terme d’après Okun. Le PIB réel se ramène à la combinaison de la quantité de travail employée et de la productivité par tête. Plus formellement, cela revient à écrire :

$$Y \equiv \frac{Y}{H} H$$

où le PIB réel (Y) est décomposé en deux éléments : la productivité horaire (Y/H) et (H) nombre d’heures travaillées au sein de l’économie. D’après Okun, la quantité de travail ou le total des heures travaillées d’une économie peut se décomposer aussi en trois facteurs : les heures par travailleur, l’emploi et le taux de participation comme suit :

$$H \equiv \frac{H}{E} \frac{E}{L} \frac{L}{N} N$$

où le total des heures travaillées (H) est décomposé en trois éléments : le nombre d’heures par travailleur (H/E), le taux d’emploi rapporté à la population active (E/L)¹³, le taux de participation (L/N) et la population en âge de travailler (N)¹⁴. Par ces identités comptables, on comprend mieux que la relation empirique reliant le PIB réel au chômage

12. Le coefficient d’Okun va s’interpréter comme *mutatis mutandis* plutôt que *ceteris paribus*.

13. Le taux d’emploi (E/L) correspond ici au taux de chômage moins l’unité : 1-(U/L). Cette composante est donc équivalente au coefficient d’Okun.

14. Prachowny (1993) ainsi que Freeman (2001) décomposent le PIB réel à l’intérieur d’une fonction de production similaire à une fonction Cobb-Douglas. En plus du facteur travail, ils s’intéressent aussi aux mouvements du stock de capital.

émerge comme une relation stable à la condition que les autres composantes de l'identité réagissent eux aussi de manière régulière à l'activité. La stabilité du ratio 3 :1 mis en avant par Okun suppose que la chaîne de corrélations réagit dans les mêmes proportions décrits par Okun en 1962. L'emploi est décrit par la loi d'Okun autour d'un coefficient de 0,3 environ. Les deux autres facteurs (H/E) et (L/N) sont détaillés par la suite en commençant par les heures par travailleur.

Une baisse du PIB réel devrait se traduire par une diminution du nombre d'heures par travailleur. Face à un retournement de la conjoncture, les entreprises tendent à réduire le nombre d'heures par travailleur en abaissant, par exemple, le volume d'heures supplémentaires pour répondre à la diminution de leurs carnets de commande. De façon plus quantitative, Okun régresse¹⁵ la variation en pourcentage du nombre heures par employé sur la variation du PIB réel et trouve qu'une variation de 1% de la production s'accompagne d'une variation de 0,14% du nombre d'heures par travailleur. Comme une baisse de 1 point du taux de chômage doit provoquer une hausse d'environ 3,3% de l'activité, alors les heures par travailleurs devraient augmenter d'à peu près 0,5% (0,14 multiplié par 3,3) si l'on suit ce raisonnement lors d'une baisse du taux de chômage de 1 point : *"The hours estimate above indicate that it will also be accompanied by an increase of nearly one half one percent in hours per man ..."*.

Lorsque l'économie évolue en dessous de son potentiel de production, il existe un nombre important de travailleurs qui ne recherchent plus activement un emploi car la probabilité de trouver un emploi se réduit. Ces travailleurs découragés quittent la population active et ne sont plus comptabilisés comme en recherche active d'emploi et sont considérés comme inactifs. Néanmoins, si la conjoncture s'améliore et que l'écart de production se réduit, ces personnes reviennent comme travailleurs additionnels sur le marché du travail pour rechercher un emploi. Le retour de ces travailleurs découragés au sein de la population active vient atténuer l'impact d'une amélioration de la production sur le taux de chômage. Le taux de participation de la population active se comporte donc de façon procyclique. Au moment de la rédaction de son article en 1962, Okun remarque que le nombre de travailleurs découragés s'élèvent à 561 000 en 1960 sur la base des recensements effectués par le Bureau of Labor Statistics (BLS). Sur une population active de près de 70 millions de personnes, ils représentent donc 0,8% de la population active. En 1960 le taux de chômage est de 5,5%, soit 1,5 point supérieur au taux de chômage naturel de 4% où demande agrégée et PIB potentiel sont confondus. Une hausse de la demande agrégée visant à ramener le chômage à son niveau naturel va entraîner le retour de ces travailleurs découragés dans la population active. Une baisse de 1,5 point du taux de chômage va se traduire par une hausse de 0,8% de la population active. En d'autres mots, une baisse de

15. Avec des données annuelles de 1949 à 1959.

1 point du taux de chômage sera associée à une hausse de 0,5% (0,8/1,5) de la population active. Comme une variation de 1 point du taux de chômage correspond à une variation de 3% du PIB réel, on peut conclure qu'une variation du PIB réel de 1% entraîne une variation de la population active de 0,17% (0,5/3).

En reprenant l'ensemble des calculs d'Okun, une hausse de 1% du PIB réel doit s'accompagner d'une hausse de 0,14% des heures travaillées par salarié (H/E), d'une hausse de 0,17% du taux de participation (L/N) et une augmentation de 0,3% du taux d'emploi (E/L) ou une baisse équivalente du taux de chômage¹⁶. On voit clairement que le coefficient d'Okun est imbriqué ici dans une formulation plus générale décrivant la quantité de travail. Si ces trois éléments que sont l'emploi, les heures par travailleur et le taux de participation sont combinés ensemble dans cet "input" décrivant la quantité de travail, alors une hausse de 1% du PIB réel est donc corrélée à une hausse de l'ordre 0,6% de la quantité de travail. Ce qui revient également à une hausse de 1,8% (0,6×3) du total des heures travaillées¹⁷ pour une hausse de 3% du PNB réel : *"The reduction of one point in the unemployment rate means perhaps a 1,8 percent increase in total labor input measured in manhours"*.

La relation empirique entre le PIB réel et le chômage permet de relier simplement la quantité de biens et services produite dans l'économie à la quantité de travail employé. La quantité de biens et services produit dans l'économie dépend à long terme de l'utilisation du travail, du capital et de la technologie. Sur un horizon de court terme, le capital et la technologie sont considérés comme fixes, seule la quantité de travail varie. Le taux de chômage représente un élément parmi la quantité de travail avec le taux de participation et les heures par travailleur. Par conséquent, pour qu'une baisse de 1 point du taux de chômage génère une progression de 3% du PIB réel, il faut également une progression des autres éléments de la quantité de travail. Okun remarque ainsi que une baisse de 1 point du taux de chômage revient à une hausse de 1,8% de la quantité de travail (H) de l'économie. Pour générer le gain de 3% en termes de biens et services, il faut également une hausse conséquente de la productivité (Y/H). L'objet de la sous-section suivante est justement de montrer comment la productivité des travailleurs joue un rôle fondamental dans les mécanismes inhérents à la loi d'Okun.

16. Le taux d'emploi E/L étant équivalent à un moins le taux de chômage U/L.

17. Le total des heures travaillées représentant la quantité de travail, c'est à dire la combinaison du nombre d'heures par travailleurs, du taux d'emploi et du taux de participation. Okun pour décrire le total des heures travaillées parle de *"manhours"* ou hommes-heures.

2.3.2 La productivité procyclique du travail et la loi d'Okun

Une hausse de 1% (respectivement 3%) du PIB réel est corrélée à une hausse de 0,6% (respectivement 1,8%) de la quantité de travail employée (mesurée comme le total des heures travaillées)¹⁸. A court terme, la production reflète la combinaison de la quantité de travail et de la productivité par tête. Pour générer une hausse de l'activité, une augmentation de la quantité de travail n'est pas suffisante, cette dernière doit s'accompagner d'un effort accru, d'une productivité plus forte de chaque travailleur. En effet, Okun montre que le gain de 3% en terme de croissance dépend d'une hausse simultanée de la productivité du travail équivalente à 1,4% : “*Thus, to get the 3,2 percent increment in output, manhour productivity must rise by about 1,4 percent*”. La hausse de 1% du PIB réel résulte donc d'une hausse de 0,6% de la quantité de travail (H) et de 0,4% ($1,4/3,2$) de la productivité horaire (Y/H).

Dans un article récent, Gordon (2010) interprète la loi d'Okun de la façon suivante : une variation de 1% du PIB réel par rapport au PIB potentiel se répercute pour 1/3 en productivité et 2/3 en quantité de travail ou heures travaillées. Cette répartition traduit le fait que les firmes ne répercutent pas entièrement les fluctuations de la production sur la quantité de travail, celles-ci vont être “absorbées” par la productivité des travailleurs. Pour reprendre les termes de Gordon (2010), la productivité du travail, qui se comporte de façon procyclique, n'est qu'un “résidu” provenant de la réponse incomplète de l'emploi et des heures travaillées aux mouvements du PIB réel. La relation positive observée entre le PIB réel et la productivité du travail provient de la rigidité du facteur travail. Le travail ressemble à un facteur “quasi-fixe” dans le sens de Oi (1962) et d'Okun (1962). Les coûts liés au processus d'embauche et de formation des travailleurs impliquent que les entreprises conservent un certain niveau de main d'oeuvre malgré des variations importantes de la production.¹⁹ La rétention de main d'oeuvre est une réponse optimale des firmes pour éviter l'ensemble des coûts organisationnels associés à la gestion des ressources humaines durant les hausses et baisses de la production. Il existe un nombre important de raisons pour expliquer la rétention de main d'oeuvre, Okun les présente brièvement sous l'angle microéconomique.

Premièrement, les firmes sont liées aux employés par des engagements contractuels²⁰ qui rendent coûteux pour l'entreprise de se séparer d'une partie de son personnel lorsque l'activité ralentit. Ces coûts correspondent pour l'essentiel à des indemnisations que doit verser l'employeur lorsqu'il licencie un salarié : “*employees may have guaranteed annual wages, supplementary unemployment compensation, rights to severance pay, etc*”. Ces

18. Une baisse de 1% du PIB réel réduit les heures par travailleurs de 0,14%, l'emploi de 0,30% et le taux de participation de 0,17%.

19. Ce phénomène est qualifié de rétention de la main d'oeuvre ou *labour hoarding* en anglais.

20. “*contractual commitments*”

coûts exercent un frein puissant au licenciement de travailleurs même rendus moins indispensables suite à une baisse de l'activité. Deuxièmement, la division du travail au sein des organisations fait que lorsque l'entreprise évolue en dessous de son niveau de production habituel, elle a toujours besoin de certains travailleurs aux compétences bien spécifiques. Par exemple, le service comptable d'une entreprise nécessite le même nombre d'employés peu importe le niveau de production²¹. Troisièmement, les coûts de transaction associés au licenciement et à l'embauche. Les entreprises conservent leurs salariés lorsque l'activité chute afin d'éviter les coûts en termes de recrutement et de formation des nouveaux employés lors de la reprise. Quatrièmement, chaque firme possède en son sein un stock de travailleurs formés et qualifiés au "process" de l'entreprise. Une firme qui se sépare de ses travailleurs les plus qualifiés et expérimentés prend le risque de ne pas les retrouver une fois que la production sera revenu à la normale. Enfin, Okun remarque que des engagements moraux entre travailleurs et entreprises rendent les licenciements "*undesirable*".

Dans les années 60, Okun a montré qu'une hausse de 1 point du taux de chômage est associée à une baisse de 3% du PIB réel. Plutôt qu'une causalité, ce ratio qui relie le marché du travail à celui des biens et services masque en fait toute une chaîne de corrélations. Une baisse de 1% du PIB réel par rapport à sa tendance se décompose de la manière suivante : 1/3 sous forme de productivité et 2/3 sous formes d'heures agrégées. La baisse des heures agrégées se décomposant elle-même en une baisse de 0,14% des heures par travailleur, de 0,3% de l'emploi (le coefficient d'Okun) et de 0,17% du taux de participation. L'emploi et les heures travaillées n'absorbant pas entièrement la baisse du PIB réel, le reste est donc absorbé par une réduction de la productivité des travailleurs. La loi d'Okun, dans ses fondements empiriques, implique que la productivité va être corrélée positivement avec la production. Dans la section suivante, cette hypothèse est discutée en s'intéressant notamment aux changements structurels survenus sur le marché du travail aux Etats-Unis depuis les années 1980. L'attention se porte sur le comportement de la productivité au cours des récessions et reprises qui devient un moyen idéal de tester la robustesse des fondements empiriques de la loi d'Okun.

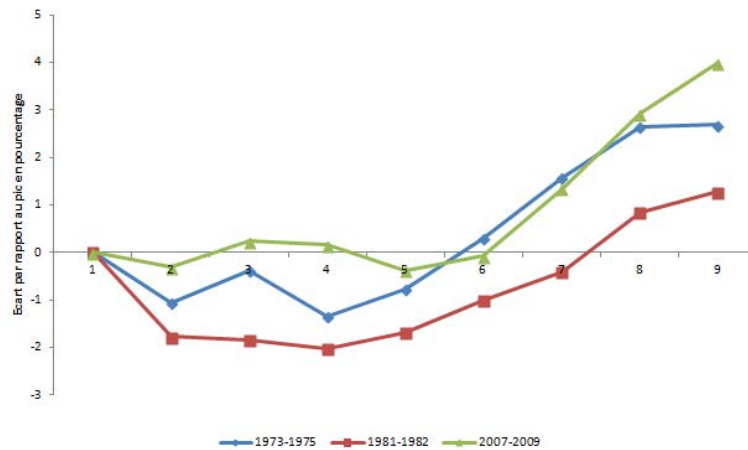
2.4 Le marché du travail pendant les récessions et les reprises

L'objet de cette section est d'étudier comment le facteur travail a été employé au cours six dernières récessions et reprises survenues aux Etats-Unis mais aussi en Allemagne et en France. Notre démarche consiste à identifier comment les entreprises et les administrations

21. Cet exemple est tiré du manuel de macroéconomie de Blanchard et Cohen (2007).

gèrent leurs ressources humaines face aux inflexions de la conjoncture : récessions et reprises²². Cette démarche permettra d'identifier si des changements organisationnels au sein des entreprises sont apparus au cours des dernières décennies. Une idée sous-jacente dans la loi d'Okun est que les fluctuations de la quantité de travail, c'est à dire l'emploi et les heures travaillées, réagissent de façon moins que proportionnelles aux fluctuations du PIB réel. La conséquence de ce *labor hoarding* est d'engendrer une corrélation positive entre la productivité et le PIB réel. Les récessions et reprises offrent un moyen de tester la validité de ce fondement. Nous précisons que les données concernant l'emploi et les heures travaillées sont extraites de la base de données construite par Ohanian et Raffo (2012). Les données sur le PIB réel et le chômage proviennent de l'OCDE.

Graphique 2.7 – Productivité horaires pendant trois récessions majeures aux Etats-Unis



Source : Federal Reserve Bank of Saint-Louis, Ohanian et Raffo (2012)

2.4.1 La productivité du travail au cours des récessions et reprises

La productivité horaire est mesurée comme le PIB réel divisé par le nombre d'heures travaillées dans l'économie. Pendant une phase de récession, une baisse de la productivité horaire devrait être observée compte tenu que le nombre d'heures travaillées va diminuer dans une proportion moindre que le PIB réel d'après les fondements empiriques de la loi d'Okun. Le graphique 2.7 présente les évolutions de la productivité horaire au cours des trois plus importantes récessions survenues aux Etats-Unis depuis l'après-guerre : la récession de 1973-75, la récession de 1981-1982 et la récession de 2007-2009 appelée également "Grande Récession". Il ressort que durant les récessions de 1973-1975 et 1981-1982, la productivité horaire, conformément à la prédiction d'Okun, s'est contractée traduisant

22. La sixième section de ce chapitre développe plus en détail la datation des récessions et reprises.

bien un phénomène de *labour hoarding* à l'oeuvre. Par exemple, pendant la récession de 1981-1982, le PIB réel a chuté de près de 2,6% mais cette baisse n'a été que de 1,7% pour les heures travaillées. La récession de 2007-2009 ou "Grande Récession" contraste clairement avec les deux autres récessions car la productivité est restée relativement stable. Le PIB réel a diminué de l'ordre de 5,3% mais la baisse a été encore plus forte pour le nombre d'heures travaillées avec une réduction d'environ 6,6%. La productivité a ici perdu son caractère procyclique au cours de cette récession. L'analyse de l'évolution de la productivité se poursuit en montrant comment le travail est devenu une variable d'ajustement plus importante pour les entreprises au cours des dernières décennies.

Une firme peut produire plus de biens et services soit en produisant plus avec la même quantité de travail, autrement dit par une augmentation de la productivité de ses salariés, ou alors en augmentant le nombre de ses travailleurs. En partant de cette simple idée, le PIB réel est décomposé entre deux éléments : la productivité et le nombre de travailleurs. De manière plus formelle, cela revient à écrire une identité comptable où le PIB réel est le produit de ces deux éléments :

$$Y = (Y/E)E$$

où (Y/E) est la productivité par employé, E le nombre de travailleurs et Y le PIB réel. Cette relation est exprimée en logarithme, multiplié par 100 puis en différences premières de manière à représenter la variation de la production comme la somme en pourcentage de la variation de la productivité et de la variation de l'emploi :

$$\Delta Y = \Delta(Y/E) + \Delta E \tag{2.3}$$

L'équation (2.3) permet de calculer la part respective de la productivité et de l'emploi dans la baisse du PIB réel. Le tableau 2.1 présente les résultats pour les Etats-Unis. Les décompositions effectuées sur les huit dernières récessions montrent que les entreprises sont devenues de moins en moins réticentes à réduire leur personnel pour ajuster leur volume de production.

Prenons, comme exemple, la première récession et la dernière récession de notre échantillon, celle de 1960-1961 et la "Grande Récession" de 2007-2009. Durant la récession de 1960-1961, la part de l'emploi dans l'ajustement représentait 30%²³, tandis que durant la récession de 2007-2009, la part de l'emploi atteint près de 80%²⁴. Cette part de plus en plus

23. Les récessions de 1960-1961 et 1973-1975 confortent l'idée d'Okun qu'une baisse de 1% de l'activité entraîne une baisse de 1/3 de l'emploi.

24. Utilisant un découpage pic et creux différent de celui du NBER, entre le second trimestre 2008 et

importante de l'emploi dans l'ajustement reflètent que les entreprises acceptent de moins en moins les récessions comme une baisse temporaire de la productivité de leurs salariés. A cet égard, la récession de 2001 est représentative du nouveau rôle de la productivité qui ne joue plus sa fonction d'amortisseuse des fluctuations de la production. En effet, si la baisse du PIB réel demeure relativement modeste au regard des autres récessions, l'emploi a absorbé à hauteur de 97% cette réduction de la production. La productivité du travail n'a joué qu'un rôle très marginal dans cette récession avec une part de seulement 3%. Les récessions modernes comme celles de 2007-2009 et de 2001 montrent que des changements organisationnels ont eu lieu au sein des firmes américaines avec comme conséquence majeure un ajustement très facile de l'emploi durant les retournements de conjoncture.

Cette évolution de la productivité est-elle identique de l'autre côté de l'Atlantique ? Les tableaux 2.2 et 2.3 présentent les décompositions respectives de l'économie française et de l'économie allemande. Les deux récessions les plus fortes survenues en France correspondent à celles de 1974-1975 et 2008-2009 avec des contractions respectives du PIB réel de 2,70% et 3,37%. Au cours de ces deux récessions majeures, la productivité lisse les fluctuations de la production dans une proportion de 2/3 environ. Une baisse de l'activité de 1% se divise en une baisse de 1/3 sur l'emploi et 2/3 en productivité. A la différence de l'économie américaine, la productivité du travail joue son rôle d'amortisseur en France²⁵. L'économie française conserve une corrélation positive entre le PIB réel et la productivité et respecte un des fondements empiriques de la loi d'Okun. Le tableau 2.3 qui présente la décomposition productivité/emploi pour l'économie allemande offre des résultats plus délicats à interpréter. Néanmoins, pendant la "Grande Récession", alors que le PIB réel a diminué de près de 6,15%²⁶, le niveau d'emploi est resté quasiment inchangé. Ce dernier a même progressé légèrement d'environ 0,25% entre le pic et le creux de la récession. L'ajustement, comme en France, s'est réalisé exclusivement par une baisse de la productivité des travailleurs allemands.

L'examen de la décomposition productivité/emploi de ces trois pays au cours des récessions montre que la productivité jusqu'au milieu des années 80 permettait d'amortir les contractions du PIB réel sur le travail. Des deux côtés de l'Atlantique, la productivité se comportait comme une variable procyclique. A partir des années 80, une divergence semble s'opérer entre les Etats-Unis et les économies européennes. Du côté américain, l'emploi absorbe quasiment entièrement les baisses de la production tandis qu'en Europe le *labor hoarding* continue à jouer pleinement. Cette évolution du *labor hoarding* a

le troisième trimestre 2009, l'emploi a absorbé 98% de la chute de l'activité.

25. Une autre comparaison possible est durant la récession de 2002 où la productivité absorbe seulement 3% de la baisse du PIB réel aux Etats-Unis contre près de 73% en France.

26. Une baisse du PIB réel supérieure à celle de la France et des Etats-Unis.

des conséquences importantes sur la trajectoire des reprises. Les tableaux 2.5 et 2.6 présentent la décomposition entre emploi et productivité au cours des reprises en France et en Allemagne. Dans les deux pays, les reprises montrent des parallèles évidents car ces dernières s'accompagnent essentiellement d'une hausse de la productivité plutôt que de l'emploi. L'explication est logique. Au cours des récessions, les entreprises françaises et allemandes lissent les fluctuations de la production sur la productivité des travailleurs par la rétention de main d'oeuvre. A la fin de la récession, les firmes disposent d'un volume important de salariés disponibles et prêts à travailler. Pendant la reprise, les entreprises répondent à la hausse de la production par une productivité plus forte de ces salariés plutôt que d'augmenter ses effectifs. La productivité est reliée de façon positive avec la production que ce soit au cours des récessions ou des reprises.

Le cas des Etats-Unis, décrit dans le tableau 2.4, témoigne d'une évolution différente du profil des reprises sur les quatre dernières décennies. Les reprises sont particulièrement riches en emploi jusqu'à la reprise de 1991-1993. Sur cette période, les organisations américaines pratiquent le rétention de main d'oeuvre au cours des récessions, mais à la différence des firmes outre-Atlantique, les reprises sont marquées par une progression plus forte de l'emploi. Ce profil de reprise disparaît à partir des années 80. Désormais les firmes répondent à la reprise par une productivité accrue de leurs salariés. La part de l'emploi dans la décomposition devient inférieure à celle de la productivité depuis la reprise de 1991-1993. Comment expliquer ce résultat paradoxal ? D'après les observations effectuées sur les reprises allemandes et françaises, une part plus élevée de productivité traduit une rétention de main d'oeuvre qui retarde l'embauche de travailleurs supplémentaires au cours de la reprise. Cependant, les organisations américaines ont peu à peu réduit la rétention de main d'oeuvre au cours des récessions "modernes". Le travail étant devenu plus flexible, on devrait s'attendre à une progression plus soutenue de l'emploi au cours des reprises car l'emploi est plus facilement ajustable.

Tableau 2.1 – Emploi et productivité
au cours des récessions aux Etats-
Unis

Pic	Creux	ΔY	$\Delta(Y/E)$	ΔE
T3 1960	T1 1961	-1,13	-0,79 70%	-0,34 30%
T1 1969	T4 1970	-0,16	-0,24 155%	0,09 -55%
T4 1973	T1 1975	-3,24	-2,21 68%	-1,02 32%
T1 1980	T3 1980	-2,26	-1,29 57%	-0,97 43%
T3 1981	T4 1982	-2,68	-1,31 49%	-1,37 51%
T3 1990	T1 1991	-1,37	-0,58 42%	-0,79 58%
T1 2001	T4 2001	-0,28	-0,01 3%	-0,27 97%
T4 2007	T2 2009	-5,27	-1,13 21%	-4,14 79%

Pour chaque récession, la première ligne décrit l'évolution en pourcentage, entre le pic et le creux, du PIB réel, de la productivité et de l'emploi. La seconde ligne décrit la part respective de la productivité et de l'emploi dans l'évolution du PIB réel.

Tableau 2.2 – Emploi et productivité
au cours des récessions en France

Pic	Creux	ΔY	$\Delta(Y/E)$	ΔE
T3 1974	T2 1975	-2,70	-1,64 61%	-1,06 39%
T3 1979	T2 1980	0,91	0,24 26%	0,67 74%
T2 1982	T4 1984	3,04	4,18 137%	-1,14 -37%
T1 1992	T3 1993	-1,00	0,83 -83%	-1,83 183%
T3 2002	T2 2003	0,19	0,14 73%	0,05 27%
T2 2008	T2 2009	-3,37	-2,04 61%	-1,33 39%

Pour chaque récession, la première ligne décrit l'évolution en pourcentage, entre le pic et le creux, du PIB réel, de la productivité et de l'emploi. La seconde ligne décrit la part respective de la productivité et de l'emploi dans l'évolution du PIB réel.

Tableau 2.3 – Emploi et productivité
au cours des récessions en Allemagne

Pic	Creux	ΔY	$\Delta(Y/E)$	ΔE
T1 1966	T2 1967	-0,71	3,23 -454%	-3,94 554%
T3 1973	T3 1975	-1,64	1,86 -113%	-3,50 213%
T1 1980	T4 1982	-1,14	-0,24 21%	-0,90 79%
T1 1991	T2 1994	2,26	6,29 279%	-4,04 -179%
T1 2001	T3 2003	-0,94	0,51 -54%	-1,45 154%
T2 2008	T1 2009	-6,15	-6,40 104%	0,25 -4%

Pour chaque récession, la première ligne décrit l'évolution en pourcentage, entre le pic et le creux, du PIB réel, de la productivité et de l'emploi. La seconde ligne décrit la part respective de la productivité et de l'emploi dans l'évolution du PIB réel.

Tableau 2.4 – Emploi et productivité
au cours des reprises aux Etats-Unis

Début	Fin	ΔY	$\Delta(Y/E)$	ΔE
T1 1971	T2 1972	3,41	0,29 8%	3,12 92%
T2 1975	T1 1977	8,33	2,61 31%	5,72 69%
T1 1983	T4 1983	6,22	2,81 45%	3,42 55%
T2 1991	T1 1993	5,22	3,89 75%	1,32 25%
T1 2002	T3 2004	6,90	4,41 64%	2,49 36%
T3 2009	T4 2010	4,03	4,22 105%	-0,19 -5%

Pour chaque reprise, la première ligne décrit l'évolution en pourcentage, entre le début et la fin, du PIB réel, de la productivité et de l'emploi. La seconde ligne décrit la part respective de la productivité et de l'emploi dans l'évolution du PIB réel.

Tableau 2.5 – Emploi et productivité
au cours des reprises en France

Début	Fin	ΔY	$\Delta(Y/E)$	ΔE
T3 1975	T2 1978	11,79	10,62 90%	1,17 10%
T3 1980	T4 1981	2,18	2,71 125%	-0,54 -25%
T1 1985	T2 1988	9,58	7,77 81%	1,80 19%
T4 1993	T3 1997	14,36	8,43 59%	5,92 41%
T3 2003	T4 2005	4,75	3,77 79%	0,98 21%
T3 2009	T4 2010	1,76	1,12 64%	0,64 36%

Pour chaque reprise, la première ligne décrit l'évolution en pourcentage, entre le début et la fin, du PIB réel, de la productivité et de l'emploi. La seconde ligne décrit la part respective de la productivité et de l'emploi dans l'évolution du PIB réel.

Tableau 2.6 – Emploi et productivité au cours des reprises en Allemagne

Début	Fin	ΔY	$\Delta(Y/E)$	ΔE
T4 1975	T2 1978	8,38	7,27 87%	1,11 13%
T1 1983	T4 1985	8,11	5,03 62%	3,08 38%
T3 1994	T3 1999	8,00	5,25 66%	2,74 34%
T4 2003	T1 2006	2,29	1,91 84%	0,37 16%
T2 2009	T2 2010	3,70	3,25 88%	0,45 12%

Pour chaque reprise, la première ligne décrit l'évolution en pourcentage, entre le début et la fin, du PIB réel, de la productivité et de l'emploi. La seconde ligne décrit la part respective de la productivité et de l'emploi dans l'évolution du PIB réel.

2.4.2 Le choix des firmes entre marge intensive et marge extensive

L'analyse des changements organisationnels au sein des entreprises est complété en regardant comment les entreprises gèrent leurs ressources humaines en termes d'heures par travailleur et d'effectif pendant les récessions et reprises. Par exemple, face à une baisse de la production, les entreprises peuvent diminuer la marge intensive, en d'autres mots réduire le nombre d'heures par travailleur, ou alors baisser la marge extensive, c'est à dire leurs effectifs. Afin d'exprimer formellement cette idée, une identité comptable décompose le total des heures travaillées comme le produit de deux éléments : le nombre d'heures par travailleur et le nombre de travailleurs :

$$H = (H/E)E$$

où (H/E) est le nombre d'heures par travailleur et H le total des heures travaillées dans l'économie. Cette relation est exprimée en logarithme, multipliée par 100 puis en différence première de manière à traduire la variation des heures agrégées comme la somme en pourcentage de la variation de la marge intensive et de la variation de la marge extensive :

$$\Delta H = \Delta(H/E) + \Delta E \quad (2.4)$$

Ce calcul permet de déterminer la part respective des deux marges dans la diminution des heures travaillées. Nous regardons comment les firmes américaines utilisent la marge intensive et la marge extensive durant un retournement de conjoncture puis au cours d'une reprise. Les cas de la France et de l'Allemagne sont ensuite examinés.

Le tableau 2.7 présente les résultats de la décomposition marge intensive/extensive pour l'économie américaine au cours des récessions. Pendant la "Grande Récession" de 2007-2009, la décomposition entre marge intensive et extensive n'a pas été fondamentalement différente des autres récessions. En excluant les récessions anciennes de 1960-1961, 1973-1975 et 1969-1970, les organisations ajustent la quantité de travail essentiellement par la marge extensive. Si la marge intensive était préférée dans les années 60 et 70 à la marge extensive, cela n'est dorénavant plus le cas. Depuis le début des années 80, la réduction des heures travaillées s'est faite à travers une baisse d'au moins 57% du nombre d'employés. A ce titre, la récession de 2007-2009 ne fait pas exception et demeure très proche de la récession de 1980, 1/3 de la réduction des heures travaillées prend la forme d'une diminution des heures par travailleurs et 2/3 la forme d'une baisse du nombre d'employés. L'examen du profil des reprises reste plus délicat. Néanmoins, la reprise suivant la "Grande Récession" souligne que les entreprises ont augmenté la quantité de travail par la hausse de la marge intensive plutôt que par l'emploi. Ainsi, les heures agrégées ont augmenté de près de 1,33% mais l'emploi diminuait de son côté de 0,19%. Par conséquent, la hausse de la quantité de travail s'est traduite principalement par une augmentation des heures par travailleur. Cette reprise montre un caractère différent des autres reprises et souligne ainsi le caractère pauvre en emploi de cette croissance comme l'a démontré le découpage productivité/emploi des reprises.

La comparaison avec les données françaises évoque un profil comparable : un recul de la marge intensive et une hausse parallèle de la marge extensive depuis le milieu des années 80. Les résultats de la décomposition marge extensive/intensive pour l'économie française sont présentés dans le tableau 2.8. Au cours des récessions de 1974-1975 et 1982-1984, la gestion des ressources humaines face à une récession s'est faite par la réduction du nombre d'heures par employé plutôt que par leur licenciement. Au cours de la récession de 1982-1984, la baisse des heures agrégées s'est faite pour 1/3 de marge extensive et 2/3 de marge intensive²⁷. Tout comme pour les Etats-Unis, les récessions françaises modernes montrent que l'ajustement des heures travaillées se fait maintenant essentiellement par la

27. La récession de 1992-1993 qui tire ses racines dans la crise du SME (Système Monétaire Européen) offre le miroir inversé de la récession de 1982-1984 : 2/3 de marge extensive et 1/3 de marge intensive.

marge extensive. Les données sur la “Grande Récession” montre que 83% de l’ajustement des heures travaillées a été réalisé par la marge extensive. Un chiffre qui est supérieur à celui des Etats-Unis. Les reprises présentent les mêmes tendances. Les reprises les plus récentes évoquent une progression plus marquée de la marge extensive. Après la fin de la récession de 2008-2009, les entreprises ont augmenté les heures agrégées pour environ 2/3 de marge extensive et 1/3 de marge intensive. Depuis le milieu des années 80, les organisations françaises préfèrent ajustent leurs effectifs par la marge extensive plutôt que par la marge intensive.

Enfin, nous évoquons le cas de l’Allemagne qui a plutôt une tendance à préférer l’utilisation de la marge intensive durant les baisses de la production. La “Grande Récession” offre une très bonne illustration de ce constat. La baisse des heures agrégées s’est faite exclusivement par la diminution du nombre d’heures par travailleur protégeant ainsi l’emploi des salariés. Cette pratique a sans doute permis d’éviter une hausse conséquente du taux de chômage. Devant l’ampleur de la crise, les entreprises outre-Rhin ont renoué avec les pratiques observées durant les récessions de 1973-1975 et 1980-1982 où la marge intensive était dominante. Cette dernière comptait pour 55% de la baisse des heures agrégées en 1973-1975 et 81% en 1980-1982. La “Grande Récession” a porté cette part à plus de 100%. Comment expliquer ce phénomène ? Les autorités allemandes ont au cours de cette période massivement subventionné des programmes de chômage à temps partiel pour les employés tel que le *Kurzarbeit*. Un choix pertinent d’autant que la marge intensive présentait une tendance nettement déclinante si l’on en juge les récessions modernes de 1991-1994 et 2001-2003. Cependant, certains économistes comme Burda et Hunt (2011) nuancent l’impact du *Kurzarbeit* pour expliquer la stabilité de l’emploi au cours de la “Grande Récession” et préfèrent mettre l’accent sur les faibles créations d’emploi engendré durant la phase d’expansion précédant la récession de 2008-2009 et la modération salariale. La décomposition marge extensive et marge intensive est plus difficile à commenter pour les reprises. D’après le tableau 2.12, au sortir de la “Grande Récession”, les firmes allemandes ont massivement augmenté les heures par travailleur plutôt que l’emploi. Cependant, l’emploi a progressé à un rythme supérieur à celui de l’économie américaine.

Tableau 2.7 – Heures agrégées au cours des récessions aux Etats-Unis

Pic	Creux	ΔH	$\Delta(H/E)$	ΔE
T3 1960	T1 1961	-0,77	-0,43 56%	-0,34 44%
T1 1969	T4 1970	-2,06	-1,89 92%	-0,17 8%
T4 1973	T1 1975	-3,54	-2,51 71%	-1,02 29%
T1 1980	T3 1980	-1,54	-0,57 37%	-0,97 63%
T3 1981	T4 1982	-1,67	-0,31 18%	-1,37 82%
T3 1990	T1 1991	-1,03	-0,24 24%	-0,79 76%
T1 2001	T4 2001	-1,91	-0,82 43%	-1,09 57%
T4 2007	T2 2009	-6,62	-2,47 37%	-4,14 63%

Pour chaque récession, la première ligne décrit l'évolution en pourcentage, entre le pic et le creux, des heures agrégées, des heures par travailleur et de l'emploi. La seconde ligne décrit la part respective des heures par travailleur et de l'emploi dans l'évolution des heures agrégées.

Tableau 2.8 – Heures agrégées au cours des récessions en France

Pic	Creux	ΔH	$\Delta(H/E)$	ΔE
T3 1975	T2 1978	-2,79	-3,95 142%	1,17 -42%
T3 1980	T4 1981	-2,69	-2,16 80%	0,67 20%
T1 1985	T2 1988	2,25	0,45 20%	1,80 80%
T4 1993	T2 1999	2,69	-2,66 -99%	5,35 199%
T3 2003	T4 2005	-0,03	-0,08 294%	0,05 -194%
T3 2009	T4 2010	-1,59	-0,26 17%	-1,33 83%

Pour chaque récession, la première ligne décrit l'évolution en pourcentage, entre le pic et le creux, des heures agrégées, des heures par travailleur et de l'emploi. La seconde ligne décrit la part respective des heures par travailleur et de l'emploi dans l'évolution des heures agrégées.

Tableau 2.9 – Heures agrégées au cours des récessions en Allemagne

Pic	Creux	ΔH	$\Delta(H/E)$	ΔE
T1 1966	T2 1967	-6,54	-2,61 40%	-3,94 60%
T3 1973	T3 1975	-7,86	-4,36 55%	-3,50 45%
T1 1980	T4 1982	-4,77	-3,87 81%	-0,90 19%
T1 1991	T2 1994	-4,12	-0,09 2%	-4,04 98%
T1 2001	T3 2003	-2,78	-1,35 48%	-1,44 52%
T2 2008	T1 2009	-3,05	-3,30 108%	0,25 -8%

Pour chaque récession, la première ligne décrit l'évolution en pourcentage, entre le pic et le creux, des heures agrégées, des heures par travailleur et de l'emploi. La seconde ligne décrit la part respective des heures par travailleur et de l'emploi dans l'évolution des heures agrégées.

Tableau 2.10 – Heures agrégées au cours des reprises aux Etats-Unis

Début	Fin	ΔH	$\Delta(H/E)$	ΔE
T1 1971	T2 1972	2,22	-0,90 -41%	3,12 141%
T2 1975	T1 1977	4,91	-0,82 -17%	5,72 117%
T1 1983	T4 1983	3,62	0,20 6%	3,42 94%
T2 1991	T1 1993	2,72	0,11 11%	1,32 89%
T1 2002	T3 2004	1,02	-1,47 -144%	2,49 244%
T3 2009	T4 2010	1,33	1,52 114%	-0,19 -14%

Pour chaque reprise, la première ligne décrit l'évolution en pourcentage, entre le début et la fin, des heures agrégées, des heures par travailleur et de l'emploi. La seconde ligne décrit la part respective des heures par travailleur et de l'emploi dans l'évolution des heures agrégées.

Tableau 2.11 – Heures agrégées au cours des reprises en France

Début	Fin	ΔH	$\Delta(H/E)$	ΔE
T3 1975	T2 1978	-2,79	-3,95 142%	1,17 -42%
T3 1980	T4 1981	-2,69	-2,16 80%	0,67 20%
T1 1985	T2 1988	2,25	0,45 20%	1,80 80%
T4 1993	T2 1999	2,69	-2,66 -99%	5,35 199%
T3 2003	T4 2005	1,89	0,90 48%	0,98 52%
T3 2009	T4 2010	0,98	0,34 35%	0,64 65%

Pour chaque reprise, la première ligne décrit l'évolution en pourcentage, entre le début et la fin, des heures agrégées, des heures par travailleur et de l'emploi. La seconde ligne décrit la part respective des heures par travailleur et de l'emploi dans l'évolution des heures agrégées.

Tableau 2.12 – Heures agrégées au cours des reprises en Allemagne

Début	Fin	ΔH	$\Delta(H/E)$	ΔE
T4 1975	T2 1978	0,01	-1,10 87,88%	1,11 88,88%
T1 1983	T4 1985	0,58	-2,49 -428%	3,08 528%
T3 1994	T3 1999	-1,31	-4,05 309%	2,74 -209%
T4 2003	T1 2006	-0,72	-1,09 152%	0,37 -52%
T2 2002	T2 2010	2,52	2,06 82%	0,45 18%

Pour chaque reprise, la première ligne décrit l'évolution en pourcentage, entre le début et la fin, des heures agrégées, des heures par travailleur et de l'emploi. La seconde ligne décrit la part respective des heures par travailleur et de l'emploi dans l'évolution des heures agrégées.

Des changements importants au sein des organisations, notamment dans le management des ressources humaines, sont apparus aux Etats-Unis ainsi qu'en Europe. Les firmes américaines à la différence des firmes allemandes et françaises maintiennent une productivité élevée au cours des récessions et reprises. Des enquêtes du cabinet de consultants McKinsey Institute (2011) montrent effectivement que les entreprises américaines sont placées dans un environnement fortement concurrentiel qui les oblige à conserver productivité et profitabilité même au cours des récessions. Enfin, depuis les années 80, les firmes des deux côtés de l'Atlantique préfèrent se séparer d'une partie de leur personnel (marge extensive) plutôt que de le conserver en diminuant ses heures (marge intensive). Le recours à la marge intensive qui semblait une pratique populaire dans les années 60-70 a entamé une tendance baissière depuis une vingtaine d'années traduisant sans doute une flexibilité plus grande du travail. La section suivante examine en détail comment ces changements organisationnels ont pu remettre en cause les fondements empiriques de la loi d'Okun.

2.5 Les fondements empiriques de la loi d'Okun remis en cause ?

La relation empirique reliant le PIB réel au chômage émerge comme une relation stable à la condition que les autres composantes de l'identité réagissent eux aussi de manière régulière à l'activité. La stabilité du ratio 3 :1 mis en avant par Okun suppose que la

chaîne de corrélations réagit dans les mêmes proportions décrits par Okun en 1962.

Afin de tester la pertinence de cette stabilité, chacun des quatre éléments sous-jacents à la loi d'Okun : (Y/H) , (H/E) , (E/L) et (L/N) ainsi que le total des heures agrégées (H) va être régressé sur la production à l'aide de données annuelles. Le choix d'une telle fréquence²⁸ plutôt que trimestrielles permet de conserver une spécification relativement simple et facilement interprétable. En effet, cela évite d'inclure des termes autorégressifs et des retards dans les variables exogènes. Les régressions prennent un format statique car une année paraît suffisante pour capter les effets décalés du PIB réel sur le marché du travail. La stabilité du ratio est évaluée à l'aide de l'estimation en deux sous-périodes de l'échantillon total.

La section précédente a montré que l'économie américaine avait subi un changement structurel sur la procyclicité de la productivité du travail. De nombreux travaux comme ceux de Barnichon (2010), Gali et Van Rens (2010) et Van Zandweghe (2010) tendent également à observer un déclin de la corrélation positive entre productivité et production. Van Zandweghe (2010) montre notamment que la disparition de cette corrélation positive est due à des bouleversements survenus dans l'organisation du marché du travail à partir des années 80. Les firmes américaines ont peu à peu renoncé à la rétention de main d'œuvre compte tenu que les contraintes associées au "*labour hoarding*" ont fortement diminué. Le travail temporaire et l'utilisation du temps partiel rendent l'ajustement par l'emploi moins coûteux. Les coûts d'ajustement de l'emploi ont chuté aussi par la baisse conjointe des coûts d'embauche et de licenciement. Les coûts de transaction liés à l'embauche ont été réduits par l'introduction des nouvelles technologies de l'information et de communication (NTIC) rendant l'appariement plus facile entre demandeurs et offreurs de travail. Les recherches d'emplois se faisant désormais par Internet, cela permet aux entreprises d'économiser du temps et de réduire plus facilement les dépenses associées au recrutement.

L'année 1984 est sélectionnée comme date de rupture afin de comparer la période 1949-1983, où l'on observe une productivité procyclique et la période 1984-2007²⁹ où, d'après Van Zandweghe (2010) et Gali et Van Rens (2010), la corrélation positive entre productivité et PIB a disparu. La loi d'Okun émerge comme une relation stable si les différentes corrélations réagissent à la production de façon stable au cours du temps. L'examen de ces différentes corrélations fait partie de la suite de notre travail empirique.

Après avoir identifié la date de rupture, chaque élément sous-jacent est régressé sur le PIB réel. Les variables sont exprimées en logarithme et multipliées par 100. La version

28. On retrouve l'emploi de données annuelles dans les travaux de Moosa (1997), Lee (2000), Freeman (2001), Virén (2001) ou encore dans Zanin et Marra (2012).

29. Période que l'on qualifie de "Grande Modération" et qui commence en 1984 pour se terminer au début de la "Grande Récession".

“*différence premières*” et la version “*gap*” avec filtre HP sont employées pour s’assurer de la robustesse des résultats. Ce travail est effectué sur l’économie américaine ainsi que l’économie allemande et française. L’estimation des équations s’effectue sur trois périodes : une première sous-période correspondant à 1961-1983³⁰, une seconde sous-période correspondant à 1984-2007³¹ et l’ensemble de la période 1961-2007.

2.5.1 La disparition du *labour hoarding* aux Etats-Unis

Les tableaux 2.13 à 2.15 présentent les résultats pour les trois pays. Un résultat important qui ressort est que la productivité horaire ne réagit plus aux mouvements de l’activité depuis le milieu des années 80 aux Etats-Unis. Sur la période 1961-1984, la productivité est procyclique avec des coefficients significatifs et positifs de 0,20 et 0,32, des chiffres légèrement inférieurs à l’estimation originelle d’Okun qui obtenait un coefficient de 1/3. Ces coefficients de la productivité diminuent fortement à partir de 1984 au point de devenir non significatif³².

Le fait que la productivité du travail ne soit plus procyclique indique que l’emploi et les heures travaillées répondent entièrement aux mouvements du PIB réel. Ce résultat est confirmé par les graphiques 2.7 et 2.8 où la productivité est demeurée constante au cours de la “Grande Récession” malgré l’énorme contraction du PIB réel. Les employeurs ont donc maintenu un certain niveau de production tout en réduisant le nombre de salariés et le nombre d’heures travaillées³³. La rétention de main d’œuvre a quasiment disparu aux Etats-Unis sous l’effet des changements organisationnels du marché du travail.

Le fait que la productivité ne soit plus procyclique remet partiellement en question la relation d’Okun qui enseigne que les fluctuations de l’activité impactent l’emploi de façon moins que proportionnelles. Compte tenu des coûts associés à la gestion de la main d’œuvre, le facteur travail devrait être considéré comme quasi-fixe comme le faisait remarquer Okun : “*The positive relationship between output and labor productivity suggests that much of labor input is essentially a fixed cost for fairly substantial periods.*”. Si au cours

30. La disponibilité des données fait que nos estimations commencent en 1961 sauf pour l’Allemagne qui dispose de données à partir de 1963. La “Grande Récession” n’est pas incluse dans nos estimations afin de tester la pertinence de nos estimations sur cette période.

31. Gordon (2010) sélectionne dans son article l’année 1986 comme date de rupture. Des estimations supplémentaires effectuées avec cette date n’altèrent pas qualitativement nos principaux résultats.

32. Des estimations supplémentaires incluant “la Grande Récession” pour la version “*différence premières*” donnent un coefficient quasi-nul pour la productivité et un coefficient proche de l’unité pour les heures agrégées.

33. Des enquêtes réalisées par le cabinet de consultant McKinsey Institute (2011) auprès de 2000 firmes américaines confirment cette observation. 65% des employeurs interrogés affirmaient que sur les trois dernières années, ils avaient réorganisé leur production de façon à produire autant de biens et services mais avec un effectif plus réduit. Parmi les changements opérés, les entreprises indiquaient une charge de travail accrue des salariés, une automatisation plus grande des tâches et l’utilisation plus forte de salariés en temps partiel.

de la Grande Récession, l'absence d'une baisse de la productivité indique que les coûts associés ³⁴ au *labour hoarding* ont complètement été réduits. Les différentes raisons listées par Okun dans les années 60 pour expliquer la rétention de main d'oeuvre apparaissent aujourd'hui complètement dépassés.

Tableau 2.13 – Decomposition de la loi d'Okun aux Etats-Unis

		Filtre HP			Différences premières		
		1961-1983	1984-2007	1961-2007	1961-1983	1984-2007	1961-2007
Productivité	Y/H	0,20 (0,07)	0,11 (0,13)	0,17 (0,06)	0,32 (0,09)	0,08 (0,14)	0,26 (0,07)
Heures agrégées	H	0,80 (0,07)	0,89 (0,13)	0,83 (0,06)	0,68 (0,09)	0,92 (0,13)	0,74 (0,07)
Heures par travailleurs	H/E	0,32 (0,05)	0,25 (0,09)	0,30 (0,05)	0,27 (0,06)	0,30 (0,10)	0,27 (0,05)
Emploi	E/L	0,44 (0,03)	0,46 (0,06)	0,45 (0,03)	0,41 (0,04)	0,43 (0,06)	0,41 (0,04)
Taux de participation	L/N	0,07 (0,04)	0,12 (0,03)	0,09 (0,03)	0,00 (0,05)	0,17 (0,05)	0,05 (0,03)

Note : Les écarts-types des coefficients sont données entre parenthèses.

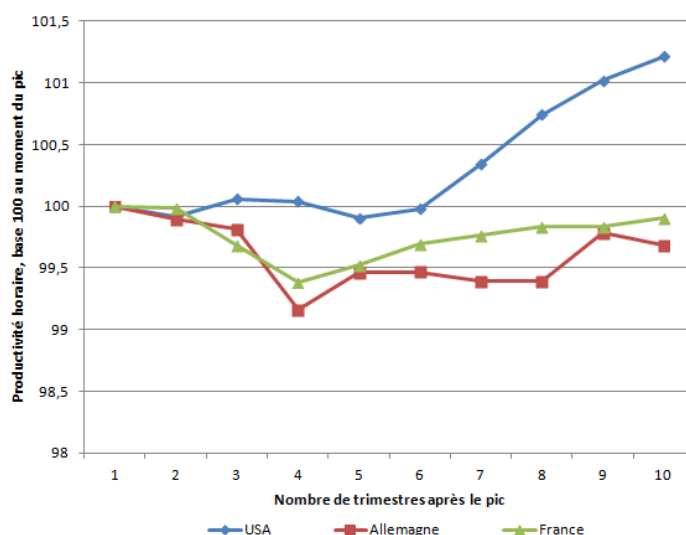
Outre la disparition des coûts liés à la rétention de main d'oeuvre et les nouvelles formes d'emplois déjà évoquées, Gordon (2010) évoque le déséquilibre croissant du pouvoir entre managers et employés pour expliquer cette transformation de la loi d'Okun. Ce déséquilibre propre aux Etats-Unis s'est traduit par un pouvoir accru des managers depuis deux décennies. La direction des firmes étant plus agressive dans leur volonté de réduire à tout prix le coût du travail, le *cost-cutting* est devenu la norme. Ce basculement du pouvoir vers les managers au détriment des salariés a été permis par tout un ensemble de facteurs structurels. L'affaiblissement du pouvoir de négociation des travailleurs peut s'expliquer par les inégalités croissantes dans la distribution du revenu, le déclin en terme réel du salaire minimum, la crainte des délocalisations et la concurrence croissante auxquels sont soumis les travailleurs les plus faiblement qualifiés par l'entrée de travailleurs immigrés.

Néanmoins, Okun précisait qu'une hausse de la productivité au cours d'une récession était tout de même envisageable, en effet, il nota que : “[...] *depressed levels of activity will stimulate productivity through pressure on management to cut costs, through a weeding-out of inefficient firms and low quality workers, and through availability of more and higher*

34. On pense ici au coûts de transaction, d'engagements contractuels, de division du travail, etc.

quality capital per worker for those employee who retain their jobs.”. Cette prédiction se réalise aujourd’hui car la recherche de gains de productivité est devenue primordiale pour les organisations outre-Atlantique.

Graphique 2.8 – Productivité horaire durant la Grande Récession



Source : *Federal Reserve Bank of Saint-Louis, OECD.Stat, Ohanian et Raffo (2012)*

La situation est complètement différente en Allemagne et en France. En effet, la productivité horaire demeure corrélée de façon positive et significative aux mouvements du PIB réel pour toutes les périodes considérées. La productivité continue à jouer son rôle d’amortisseur des fluctuations de la production. Le graphique 2.8 qui présente l’évolution de la productivité horaire pour les trois pays au cours de la “Grande Récession” est particulièrement illustratif. La baisse de la productivité observée durant la “Grande Récession” vient appuyer nos résultats et montre que la France³⁵ et l’Allemagne satisfont bien les fondements empiriques de la loi d’Okun. La rétention de la main d’oeuvre est donc un trait essentiel des marchés du travail allemand et français³⁶. La recherche de gains de productivité et le *cost-cutting* n’ont donc pas pénétré l’organisation du travail au sein des firmes. Cependant, l’évolution de la productivité témoigne d’une certaine divergence entre la France et l’Allemagne. En France, celle-ci tend à augmenter passant d’un coefficient de l’ordre de 1/3, sur la première sous-période, à un coefficient d’environ 2/3 sur la dernière

35. Alors que Okun précisait qu’une baisse de la production de 1% par rapport à la tendance était divisé en une baisse de 1/3 en terme de productivité et 2/3 en terme d’heures agrégées. La France, sur la sous-période allant de 1984 à 2007, correspond parfaitement à cette situation.

36. Ce résultat est particulièrement robuste. Dans la section quatre de ce chapitre, la productivité mesurée comme le PIB divisé par le nombre de travailleurs a diminué au cours de la “Grande Récession”. Dans cette section, la productivité est ici mesurée comme le rapport du PIB aux nombre d’heures travaillées et les résultats pour les trois pays sont bien identiques.

sous-période. La France et les Etats-Unis ont en commun de présenter un coefficient de la productivité en diminution sur la dernière sous-période. L'Allemagne se distingue de ces deux pays. Le coefficient s'accroît de 0,32 à 0,46 pour la version “*gap*” et augmente de 0,45 à 0,53 pour la version “*différence premières*”. En Allemagne, la productivité joue un rôle encore plus important qu'en France puisqu'elle absorbe de moitié environ les mouvements de la production.

Tableau 2.14 – Decomposition de la loi d'Okun en France

		Filtre HP			Différences premières		
		1961-1983	1984-2007	1961-2007	1961-1983	1984-2007	1961-2007
Productivité	Y/H	0,63 (0,16)	0,30 (0,10)	0,42 (0,09)	0,60 (0,11)	0,39 (0,19)	0,75 (0,09)
Heures agrégées	H	0,37 (0,16)	0,70 (0,11)	0,58 (0,09)	0,40 (0,10)	0,61 (0,19)	0,25 (0,09)
Heures par travailleurs	H/E	0,10 (0,13)	0,06 (0,13)	0,08 (0,09)	0,13 (0,10)	0,02 (0,19)	0,01 (0,08)
Emploi	E/L	0,18 (0,03)	0,45 (0,05)	0,35 (0,04)	0,15 (0,02)	0,44 (0,09)	0,12 (0,04)
Taux de participation	L/N	0,10 (0,09)	0,17 (0,05)	0,14 (0,04)	0,09 (0,07)	0,15 (0,06)	0,04 (0,04)

Note : Les écarts-types des coefficients sont données entre parenthèses.

Dans la partie suivante, les différentes corrélations associées à la quantité de travail sont examinées. D'après Okun, le découpage de cet “input” travail se fait, rappelons-le, en trois éléments : le nombre d'heures par travailleurs H/E , le taux d'emploi rapporté à la population active E/L et le taux de participation L/N .

2.5.2 La progression de la marge extensive en Europe

Les résultats associés au taux d'emploi (E/L) sont commentés dans un premier temps³⁷. L'examen de ce coefficient fait ressortir que celui-ci est demeuré relativement stable aux Etats-Unis. En revanche, l'élasticité de l'emploi a vigoureusement augmenté en Allemagne et en France depuis 1984. Sur la période 1961-1983, les Etats-Unis présentent un coefficient qui est nettement supérieur à celui des deux pays européens. Cela correspond bien à l'idée que les ajustements de la production produisent peu d'effets sur l'emploi en Europe, la

37. Le taux d'emploi (E/L) correspond ici au taux de chômage moins l'unité : $1-(U/L)$ et est équivalent au coefficient d'Okun.

productivité absorbant l'essentiel des ajustements. En revanche, sur la période 1984-2007, la coefficient E/L est similaire aux Etats-Unis et en France. On en conclut qu'en France et aux Etats-Unis, une hausse de 1% de l'emploi est corrélée avec une progression d'environ 2% du PIB réel. La hausse de l'élasticité de l'emploi en Europe traduit une flexibilité plus grande du marché du travail.

Tableau 2.15 – Décomposition de la loi d'Okun en Allemagne

		Filtre HP			Différences premières		
		1963-1983	1984-2007	1963-2007	1963-1983	1984-2007	1963-2007
Productivité	Y/H	0,32 (0,09)	0,46 (0,09)	0,38 (0,06)	0,45 (0,11)	0,53 (0,10)	0,56 (0,08)
Heures agrégées	H	0,68 (0,09)	0,53 (0,09)	0,62 (0,06)	0,55 (0,11)	0,47 (0,10)	0,44 (0,09)
Heures par travailleurs	H/E	0,11 (0,07)	-0,11 (0,06)	0,01 (0,05)	0,17 (0,07)	-0,12 (0,09)	0,05 (0,06)
Emploi	E/L	0,29 (0,03)	0,36 (0,10)	0,32 (0,05)	0,23 (0,03)	0,33 (0,10)	0,24 (0,04)
Taux de participation	L/N	0,26 (0,04)	0,24 (0,09)	0,25 (0,05)	0,17 (0,04)	0,12 (0,09)	0,09 (0,06)

Note : Les écarts-types des coefficients sont données entre parenthèses.

En effet, Zanin et Marra (2012) montrent que depuis la fin des années 80 et le début des années 90, les partenaires sociaux européens ont en accord avec les gouvernements lancé de réformes importantes du marché du travail. Askenazy (2011) parle pour cette époque d'une nouvelle vision des politiques de l'emploi. L'Etat ayant renoncé à influencer sur la croissance économique qui ne pourra plus revenir au niveau des Trente Glorieuses, la solution est donc d'enrichir la croissance en emplois pour augmenter durablement le niveau d'emploi. La direction des réformes est allée vers une plus grande flexibilité du marché du travail par l'introduction de formes "atypiques"³⁸ de travail pour les entreprises comme les contrats de travail temporaire, les emplois à temps partiel ou encore le développement d'agences spécialisées dans le travail intérimaire pour ne citer que les plus importantes.

En France, l'introduction de ces formes "atypiques d'emploi" a sans doute rendu l'emploi plus sensible à la production. Le recours au travail temporaire (avec des contrats à durée déterminée : CDD) est devenu une véritable variable d'ajustement pour les entreprises en cas de difficultés économiques. La part des CDD sur le total de l'emploi salarié

38. Des formes "atypiques" que l'on retrouve également aux Etats-Unis d'après Van Zandweghe (2010).

est passée de 4,7% en 1985 à près de 14% en 2007. La multiplication par trois de la part de salariés sous contrat temporaire peut être facilement reliée avec la multiplication par trois du coefficient de la marge extensive. D'autant que des études récentes telle que celle proposée par le IMF (2010) insistent pour montrer que l'utilisation massive de contrat de travail temporaire³⁹ fait augmenter en valeur absolue le coefficient d'Okun. De plus, la France a développé, mais de manière plus modeste, le travail à temps partiel, sa part sur l'emploi salarié passant en 1985 de 11,7% à 14% en 2007. En résumé, les entreprises continuent à pratiquer la rétention de main d'oeuvre bien que l'emploi soit malgré tout devenu plus sensible à la conjoncture sous l'effet des différentes réformes du marché du travail. Tout comme la France, l'Allemagne compte actuellement plus de travailleurs employés en temps partiel ou en contrats temporaires que dans les années 80. La progression de l'emploi temporaire reste plus modeste qu'en France. En 1985, 10% des salariés avaient un contrat de travail temporaire, cette part atteignait 14,6% en 2007. En revanche, la progression de la part des employés à temps partiel est plus impressionnante qu'en France. Cette part a fait plus que doubler, passant de 10% à 22,3% entre 1985 et 2007. Ces réformes ont sans doute permis aux entreprises de recourir plus fréquemment à la marge extensive et fait progresser le coefficient associé au taux d'emploi.

2.5.3 La marge intensive : un outil occasionnel ?

Aux Etats-Unis, le coefficient associé à la marge intensive ne montre pas de tendance particulière entre les deux sous-périodes et reste significatif sur l'ensemble de la période. La version “*différences premières*” indique une baisse du coefficient de 0,32 à 0,25 et la version “*gap*” montre une légère hausse de 0,27 à 0,30. Le coefficient (E/L) étant supérieur à celui de (H/E) quelque soit la version et la période retenue, les firmes américaines expriment une préférence pour la marge extensive par rapport à la marge intensive. Néanmoins, les récessions de 1960-1961, 1969-1970 et 1973-1975 enregistrent une préférence des firmes pour la marge intensive comme le montre le tableau 2.7. Comment expliquer ces résultats contradictoires ? Sur la période 1961-1983, le choix entre marge extensive et marge intensive dépendait essentiellement de l'état du cycle économique. Les entreprises réagissaient aux augmentations de la production par une hausse de l'emploi et pendant les récessions les firmes opéraient leur ajustement par la réduction des heures par travailleur. En revanche, sur la période 1984-2007, l'ajustement est principalement concentré sur l'emploi même pendant les récessions.

La France et l'Allemagne partagent des traits similaires avec les Etats-Unis. Le coefficient de la marge intensive se réduit fortement à partir de 1984, bien qu'il ne soit jamais significatif sur les différentes périodes. En temps normal, les firmes françaises et

39. Le cas emblématique est l'Espagne comme le souligne Ball *et al.* (2013).

allemandes n'ont jamais eu beaucoup recours à cet outil⁴⁰ pour faire face aux variations de la production. Cependant, au cours des récessions de 1974-1975 et 1982-1984, les firmes françaises et germaniques ajustaient la baisse de la production par des programmes de chômage à temps partiel pour leurs employés. Le recours à la marge intensive n'a donc été que occasionnel et peut sans doute s'expliquer par les contraintes importantes en termes de coûts des licenciements⁴¹. D'après Askenazy (2011), ces programmes de chômage à temps partiel visaient à protéger l'économie des dommages sociaux d'une hausse du chômage que l'on pensait temporaire. Au fur et à mesure de la flexibilité plus grande du marché du travail, cette pratique est tombée en désuétude, les firmes françaises préfèrent ajuster la production par la marge extensive comme le montrent les récessions de 1992-1993 et de 2008-2009. L'Allemagne reste une exception puisque le recours à la marge intensive est revenu comme outil au cours de la "Grande Récession". En résumé, le coefficient de la marge intensive (H/E) ne ressort pas de manière significative dans nos estimations car il n'a eu qu'un rôle ponctuel au cours des "anciennes récessions" pour protéger l'économie de la hausse du chômage. En temps normal, pour répondre à une hausse ou à une baisse de la production, les firmes et administrations préfèrent jouer sur le volume d'emploi plutôt que sur le volume d'heures par travailleur. Comme les variations du PIB ne sont pas entièrement répercutées sur l'emploi, les heures par travailleur restant insensible à ces variations, le "résidu" est absorbé par la productivité des salariés. Cette dernière présente une trajectoire identique à celle du cycle économique.

Cette section se termine en discutant des résultats associés aux taux de participation (L/N). En 1962, Okun montre qu'une hausse de 1% du PIB réel est associée à une progression de 0,17% du taux de participation. Ce chiffre conserve-t-il son actualité ? A l'exception de l'Allemagne, la France et les Etats-Unis possèdent, sur la période 1984-2007, un coefficient très voisin de celui d'Okun. Plus étonnant, sur la période 1961-1983, le coefficient ne ressort pas du tout de manière significative quelque soit la version utilisée. L'offre de travail est devenue plus sensible aux mouvements du PIB réel depuis les années 80. Auparavant, l'emploi et le chômage pouvaient être confondus car l'offre de travail ne variait que très peu. Ce phénomène d'entrées et de sorties de la population active vient atténuer les effets des mouvements de la production sur le taux de chômage. Aux Etats-Unis, la hausse du coefficient (L/N) permet de comprendre la relative stabilité du coefficient (E/L) entre les deux sous-périodes, malgré la disparition du *labour hoarding* et la volonté d'intensifier l'effort au travail par le *cost-cutting*. La taux de participation

40. Un résultat qui peut s'expliquer par le caractère restrictif de la législation et de la réglementation sur les heures travaillées.

41. On pense, par exemple, à l'autorisation administrative de licenciement en France instituée en 1975 et supprimée en 1986. De plus, le recours au chômage partiel pendant la récession de 1974-1975 était encouragé et supervisé par l'Inspection du travail selon Askenazy (2011).

étant procyclique, l'impact d'une contraction de la production pendant une récession aura un impact plus limité sur le chômage. La stabilité du coefficient d'Okun vient masquer une sensibilité accrue de l'emploi aux fluctuations du PIB réel⁴². La France, de son côté, présente une progression remarquable de son taux de participation qui approche sur la période 1984-2007 une valeur analogue à celle de l'économie américaine. Là encore, on en conclut que cette sensibilité accrue du taux de participation permet d'amortir les fluctuations de la production sur le chômage. Enfin, l'Allemagne se distingue des deux autres pays par une décade très légère de son taux de participation depuis le milieu des années 80.

2.6 La déformation de la loi d'Okun au cours des phases du cycle

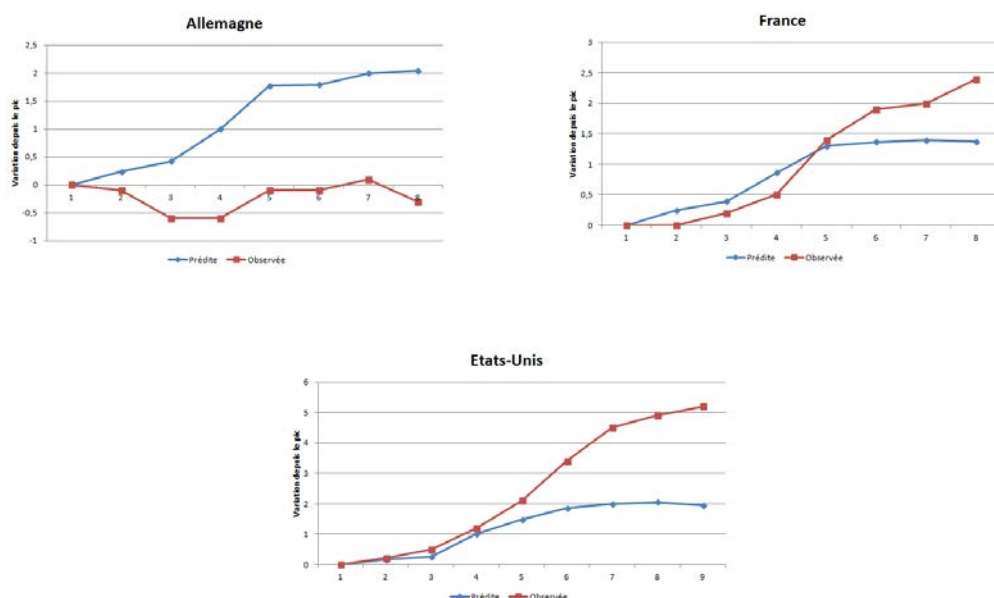
Après avoir discuté des fondements empiriques de la loi d'Okun et de leurs évolutions depuis les années 80, nous regardons comment la relation d'Okun se déforme au cours des récessions et reprises. Cette section débute par un simple exercice de prévision réalisé sur les données de la “Grande Récession”. L'objet de l'exercice est de voir si une relation linéaire entre la production et le chômage est suffisante pour capter la dynamique du chômage au cours d'une crise économique de grande ampleur.

2.6.1 La relation d'Okun au cours de la “Grande Récession”

L'attention se porte sur la trajectoire du taux de chômage au cours de la “Grande Récession”. Cette crise financière, survenue en 2007, s'est traduite par une forte contraction du PIB réel et a eu des répercussions majeures sur l'emploi des pays industrialisés. La loi d'Okun sert d'outil de prévision pour déterminer si la baisse de production enregistrée permet d'expliquer la progression du taux de chômage. Dans une première étape, la relation d'Okun est estimée en “*différences premières*” sous un format statique sur une fenêtre de 80 observations qui précèdent la “Grande Récession”. A l'aide des coefficients issus de ces estimations, des prévisions sur le chômage pendant la “Grande Récession” sont produites en se basant sur les variations observées de la production. Dans la seconde étape, la trajectoire observée du taux de chômage est comparée avec celle prédite par la relation d'Okun. L'écart entre les deux séries permettra de déterminer si une relation linéaire est appropriée pour produire des prévisions du chômage durant les épisodes de récession. Le graphique 2.9 présente les trajectoires des taux de chômage prédites et observées.

42. Si nous régressons le logarithme du niveau d'emploi sur la production, nous remarquons une hausse majeure du coefficient depuis les années 80. Une progression qui contraste avec la relative immuabilité du coefficient d'Okun enregistrée.

Graphique 2.9 – Dynamique du chômage au cours de la “Grande Récession”



L'axe des abscisses correspond au nombre de trimestres depuis le pic. L'axe des ordonnées correspond à la variation du chômage par rapport à l'entrée en récession.

Source : Federal Reserve Bank of Saint-Louis, OECD.Stat

Les performances prédictives de la loi d'Okun diffèrent nettement selon les pays considérés. En France et aux Etats-Unis, si la progression observée du chômage s'inscrit en parallèle de celle prédite, il convient de noter que la relation d'Okun a sous-estimé la hausse du chômage. Le cas inverse se produit en Allemagne. Outre-Rhin, la loi d'Okun a complètement surestimé la trajectoire du taux de chômage. La loi d'Okun prévoyait un taux de chômage de deux points supérieur au niveau observé au moment du pic. Deux ans après le début de la “Grande Récession”, le niveau du taux de chômage apparaît légèrement inférieur au niveau du pic. En d'autres mots, le chômage est resté stable alors que la loi d'Okun prévoyait une hausse de deux points de son niveau.

Un constat bien différent aux Etats-Unis et en France. Du côté américain, si les séries observées et prédites sont relativement proches durant la première année de la récession, un écart se creuse entre les deux séries à partir du cinquième trimestre. Deux ans après l'entrée en récession, le niveau du taux de chômage est supérieur de cinq points par rapport au pic, tandis que le niveau prédit atteint seulement deux points. L'erreur de prévision est considérable puisqu'elle s'établit à trois points.

La France présente une description analogue aux Etats-Unis. Durant la première année de la “Grande Récession”, la série observée et la série prédite décrivent une trajectoire

similaire. Cependant, à partir du cinquième trimestre, les trajectoires des deux séries commencent nettement à diverger. La série observée évolue au dessus de la série prédite. Au bout de deux ans, l'écart entre la série observée et prédite atteint près d'un point. Une erreur de prévision qui est néanmoins moins importante qu'aux Etats-Unis.

La loi d'Okun utilisée comme instrument de prévision s'est révélée moyennement efficace au cours de la "Grande Récession". Comment expliquer ces performances décevantes ? A la lumière du cas américain et français, les récessions produisent des hausses du chômage plus importantes que ne le prévoit la loi d'Okun. Un coefficient d'Okun plus élevé en valeur absolue durant ces épisodes permettrait sans doute de produire de meilleures prévisions. Un découpage semble nécessaire pour obtenir des coefficients d'Okun adaptés à la position de l'économie dans le cycle. Ce travail fait l'objet de la sous-section suivante.

2.6.2 Déformation du coefficient d'Okun en périodes de récessions et de reprises

Le comportement de loi d'Okun sur les différentes phases du cycle économique est examiné. L'attention se focalise sur les récessions et les reprises. Nous savons qu'un des fondements empiriques de la loi d'Okun, la procyclicité de la productivité du travail, a disparu aux Etats-Unis depuis le milieu des années 80. Van Zandweghe (2010) insiste pour mettre en parallèle la fin de la procyclicité de la productivité du travail avec le phénomène des "*jobless recoveries*". Autrement dit, la disparition du *labour hoarding* aux Etats-Unis aurait contribué à l'apparition des reprises sans emploi. Ces phases de reprises vont être étudiées en regardant notamment si ces dernières s'éloignent ou pas de la relation négative entre PIB réel et chômage. Ce travail est également effectué pour la France et l'Allemagne. La comparaison avec l'économie française et allemande est pleinement justifiée car ces économies continuent à pratiquer la rétention de main d'oeuvre.

Un travail préliminaire consiste à discuter de la définition d'une récession et d'une reprise. La datation des récessions (pics et creux) américaines se base sur les travaux du NBER qui fait autorité en la matière. Pour la France et l'Allemagne, la datation des pics et creux est basée sur la méthodologie de l'ECRI qui est proche de celle du NBER. Ces deux organismes ont en commun de ne pas fournir de datation des reprises. Une définition appropriée de la reprise est cruciale. La reprise débute après le creux et se termine au moment où le niveau d'emploi atteint sa valeur observée lors de l'entrée en récession. Afin de tester la robustesse de cette première définition, une définition alternative de la reprise basée sur le PIB potentiel est employée. La phase de reprise commence après le creux de la récession et se termine au moment où le PIB réel retrouve le niveau du

PIB potentiel⁴³. A la manière de Owyang et Sekhposyan (2012), une relation d’Okun en “*différences premières*” est estimée afin de servir de référence :

$$\Delta u_t = \alpha^p + \gamma^p \Delta y_t + \epsilon_t^p \quad (2.5)$$

où α^p et γ^p correspondent respectivement à la constante et au coefficient d’Okun. L’équation (2.5) est modifiée afin d’introduire des variables muettes qui vont capter la manière dont la loi d’Okun se déforme au cours des récessions et reprises :

$$\Delta u_t = \alpha^p + \gamma^p \Delta y_t + \alpha^d D_t + \gamma^d D_t \Delta y_t + \epsilon_t^p \quad (2.6)$$

$$\Delta u_t = \alpha^p + \gamma^p \Delta y_t + \gamma_1^p \Delta y_{t-1} + \beta \Delta u_{t-1} + \alpha^d D_t + \gamma^d D_t \Delta y_t + \epsilon_t^p \quad (2.7)$$

La variable muette D_t des équations (2.6) et (2.7) correspond aux périodes de récessions et de reprises. La variable muette associée aux récessions prend une valeur de 1 après le pic jusqu’au trimestre où l’économie atteint le creux de la récession, et zéro sinon. La variable muette associée aux reprises prend une valeur de 1 au trimestre suivant le creux d’une récession jusqu’au trimestre où le niveau de l’emploi atteint celui observé au pic précédent ou du niveau du PIB potentiel si l’on retient la définition alternative de la reprise.

Le coefficient γ^d montre de combien s’éloigne la loi d’Okun par rapport aux périodes “normales” : une valeur positive implique une diminution en valeur absolue du coefficient d’Okun et vice versa. Le coefficient α^d indique quant à lui la déformation de la constante. Une spécification dynamique avec l’équation (3), en introduisant un retard dans la variable exogène et endogène, est également employée pour tenir compte des effets décalés de l’activité sur le marché du travail⁴⁴. Cette variable muette en modifiant la constante et la pente de la relation vont offrir une idée de la façon dont les phases du cycle font éloigner la loi d’Okun des périodes “normales” de l’économie. Les tableaux 2.16 et 2.17 présentent les estimations des équations (2.5) et (2.6) pour la France et l’Allemagne.

43. Le PIB potentiel est construit à l’aide d’un filtre HP.

44. Des estimations préliminaires montrent que les effets décalés des récessions et reprises ne sont pas significatifs.

Tableau 2.16 – Reprise et récession en France : spécification statique

	α^p	γ^p	α^d	γ^d
(1968-2013)	0,09** (0,03)	-0,08** (0,03)		
(1984-2013)	0,12** (0,03)	-0,23** (0,03)		
Reprise				
(1968-2013)	0,08** (0,04)	-0,07** (0,03)	0,04 (0,04)	-0,06 (0,04)
(1984-2013)	0,11** (0,04)	-0,25** (0,03)	0,01 (0,05)	0,11 (0,07)
Récession				
(1968-2013)	0,03 (0,03)	-0,04** (0,01)	0,19** (0,04)	-0,09 (0,05)
(1984-2013)	0,06* (0,04)	-0,16** (0,05)	0,17** (0,04)	0,00 (0,06)

**,* indiquent la significativité au seuil de 5%, 10% respectivement.

Tableau 2.17 – Reprise et récession en Allemagne : spécification statique

	α^p	γ^p	α^d	γ^d
(1969-2011)	0,09** (0,02)	-0,12** (0,03)		
(1969-2011)	0,04 (0,03)	-0,13** (0,03)		
Reprise				
(1969-2011)	0,12** (0,05)	-0,12** (0,03)	-0,09 (0,07)	0,01 (0,05)
(1984-2011)	0,05 (0,04)	-0,13** (0,03)	-0,01 (0,08)	0,00 (0,07)
Récession				
(1969-2011)	-0,01 (0,03)	-0,07** (0,02)	0,26** (0,06)	-0,03 (0,07)
(1984-2011)	-0,01 (0,05)	-0,11** (0,03)	0,17** (0,07)	0,00 (0,07)

**,* indiquent la significativité au seuil de 5%, 10% respectivement.

Les résultats pour l'économie française sont commentés dans un premier temps. En se basant sur l'estimation 1984-2013, une hausse de 1% du PIB réel entraîne une réduction du taux de chômage de 0,23 point de pourcentage. Une croissance nulle de l'activité implique une hausse de 0,12 point du taux de chômage. Le ratio (α^p/γ^p) permet, selon Knotek (2007), de déterminer le taux de croissance compatible avec un taux de chômage stable. Le ratio vaut 2,09% avec comme intervalle de confiance [1,43%;2,48%] pour la France, une croissance du PIB réel comprise dans cet intervalle de confiance permet d'enregistrer une réduction du taux de chômage. Outre-Rhin, une variation de 1% du PIB réel conduit à une variation du chômage de 0,13 points. Un chiffre qui est inférieur en valeur absolue à celui de l'économie française. Par conséquent, une croissance nulle du PIB va provoquer une hausse moindre du taux de chômage par rapport à la France. L'estimation sur la période 1984-2011 indique que le coefficient α^p vaut 0,04. Une croissance nulle du PIB réel se traduit par une progression de 0,04 point du chômage.

La loi d'Okun ne semble pas statistiquement différente pendant les phases de reprise. Les variables indicatrices α^d et γ^d présentent dans les tableaux 2.16 et 2.17 nous indiquent comment la loi d'Okun se déforme au cours des phases du cycle économique. Ces variables indicatrices α^d et γ^d ne sont pas significativement différentes de zéro dans les estimations. Néanmoins, en France, le coefficient γ^p diminue en valeur absolue à hauteur de 0,11 traduisant une sensibilité moindre à l'activité. Un résultat que l'on retrouve dans le tableau 2.18 avec la spécification dynamique avec une baisse du coefficient γ^p de près de 0,09. La légère diminution du coefficient γ^p au cours des reprises s'explique sans doute par le fait que les firmes françaises conservent un certain sureffectif au cours des récessions. Une conséquence qui semble provenir du phénomène de *labour hoarding*. Par conséquent, au cours des reprises, les entreprises font reposer la hausse de la production sur la productivité de leur salariés plus que sur l'embauche. En France, les phases de reprise sont donc marquées par un affaiblissement du coefficient d'Okun. La comparaison avec l'Allemagne vient nuancer ce propos. Le coefficient γ^d des tableaux 2.17 et 2.19 atteint une valeur nulle dans la spécification statique et dynamique. Contrairement à la France, la pratique de la rétention de main d'oeuvre ne vient pas affaiblir le coefficient d'Okun. Au vu de ces résultats, on en conclut que le *labour hoarding* ne conduit pas forcément à une reprise plus faible en emplois.

En France, les récessions plaident nettement pour une déformation de la loi d'Okun par rapport aux périodes "normales". Les récessions altèrent la valeur de la constante et la sensibilité du coefficient. Les variations du chômage sont significativement plus fortes de 0,17 point de pourcentage par rapport aux périodes normales à en juger par le coefficient α^d du tableau 2.16. En France, le chômage devient plus sensible aux mouvements du PIB réel d'après la spécification dynamique. Une récession augmente de manière significative

la sensibilité du chômage au PIB réel de 0,10 point d'après la spécification dynamique issue du tableau 2.18. En résumé, la loi d'Okun n'est altérée en France qu'au cours des récessions avec des fluctuations plus importantes du chômage et un coefficient d'Okun plus élevé en valeur absolue.

Tableau 2.18 – Reprise et récession en France : spécification dynamique

	α^p	γ^p	γ_1^p	β	α^d	γ^d
(1968-2013)	0,08** (0,02)	-0,07** (0,01)	-0,03** (0,01)	0,48** (0,08)		
(1984-2013)	0,11** (0,02)	-0,10** (0,03)	-0,13** (0,03)	0,34** (0,09)		
Reprise						
(1968-2013)	0,09** (0,02)	-0,07** (0,01)	-0,03** (0,01)	0,49** (0,07)	-0,03 (0,04)	0,00 (0,05)
(1984-2013)	0,11** (0,02)	-0,12** (0,04)	-0,12** (0,04)	0,34** (0,09)	-0,03 (0,04)	0,09 (0,08)
Récession						
(1968-2013)	0,04* (0,02)	-0,04** (0,01)	-0,02* (0,01)	0,45** (0,07)	0,11** (0,03)	-0,08* (0,05)
(1984-2013)	0,06** (0,03)	-0,04 (0,04)	-0,12** (0,03)	0,35** (0,09)	0,09** (0,03)	-0,10** (0,04)

**, * indiquent la significativité au seuil de 5%, 10% respectivement.

En Allemagne, les récessions ne rendent pas le chômage plus sensible aux mouvements du PIB réel étant donné les valeurs nulles des coefficients γ^d des tableaux 2.17 et 2.19. Elles se traduisent seulement par des variations plus fortes du chômage comme l'indique la variable α^d . Les estimations soulignent que les récessions produisent des variations plus fortes du chômage de l'ordre de 0,09 point d'après la version dynamique. En d'autres mots, les récessions enregistrent seulement des fluctuations plus fortes du taux de chômage. Un résultat qui reste robuste à l'emploi d'une spécification dynamique. La comparaison entre les deux économies souligne que la France présente une réelle déformation de la loi d'Okun au cours des récessions. L'Allemagne, de son côté, ne semble pas affectée par cette déformation que ce soit au cours des récessions ou des reprises. Nous savons que ces deux économies ont en commun une pratique importante du *labour hoarding* avec toutefois quelques différences notables. A l'inverse de l'Allemagne, la France semble préférer sur la période récente un ajustement plus par la quantité de travail plutôt que par la productivité. Ce choix pourrait se traduire en France par une déformation plus forte de la loi d'Okun par rapport à l'Allemagne. La rétention de main d'oeuvre pleinement

appliqué semble conduire à un coefficient d'Okun uniforme au cours des phases du cycle économique.

Tableau 2.19 – Reprise et récession en Allemagne :
spécification dynamique

	α^p	γ^p	γ_1^p	β	α^d	γ^d
(1969-2011)	0,08** (0,03)	-0,11** (0,02)	-0,02 (0,02)	0,47** (0,06)		
(1984-2011)	0,06* (0,03)	-0,13** (0,02)	-0,01 (0,02)	0,40** (0,07)		
Reprise						
(1969-2011)	0,10** (0,03)	-0,10** (0,02)	-0,02 (0,02)	0,47** (0,06)	-0,06 (0,04)	0,00 (0,04)
(1984-2011)	0,06* (0,04)	-0,13** (0,03)	-0,02 (0,02)	0,40** (0,07)	-0,02 (0,06)	0,00 (0,06)
Récession						
(1969-2011)	0,01 (0,03)	-0,08** (0,02)	0,00 (0,02)	0,41** (0,06)	0,16** (0,04)	-0,04 (0,05)
(1984-2011)	0,02 (0,04)	-0,12** (0,03)	-0,01 (0,02)	0,37** (0,08)	0,09* (0,05)	0,00 (0,05)

**, * indiquent la significativité au seuil de 5%, 10% respectivement.

Après avoir discuté des résultats de l'économie française et allemande, nous nous tournons maintenant vers l'économie américaine. En se basant sur les estimations 1984-2013, une variation de 1% du PIB réel entraîne une variation de signe opposé du taux de chômage de 0,29 point de pourcentage. Une croissance nulle de l'activité entraîne une hausse de 0,19 point du taux de chômage. Le ratio (α^p/γ^p) vaut 2,62% avec un intervalle de confiance [1,38% ; 3,08%]. D'après l'ensemble de nos estimations effectuées sur ce pays, les phases du cycle semblent donc altérer en profondeur la relation d'Okun aux Etats-Unis. La déformation apparaît encore plus exacerbée qu'en France.

Les reprises modifient en profondeur la constante et le coefficient de la relation d'Okun. Un constat qui est surtout valable sur les estimations 1984-2013 : la période où la productivité du travail a perdu son caractère procyclique. Les estimations issues du tableau 2.20 indiquent, de manière significative, qu'au cours d'une reprise les fluctuations du taux de chômage sont inférieures de 0,31 points par rapport aux périodes "normales". Cela revient à dire que les reprises sont associées à des variations nulles du taux de chômage. Le coefficient d'Okun γ^p devient insensible aux mouvements de la production. En effet, la variable γ^d se traduit par une diminution du coefficient d'Okun de 0,45 point dans la version statique et de 0,28 point dans la version dynamique. En d'autres mots, au cours des

reprises de la période 1984-2013, le coefficient d'Okun est quasi-nul. La relation négative entre PIB réel et chômage tend à disparaître au cours des reprises.

Tableau 2.20 – Reprise et récession aux Etats-Unis : spécification statique

	α^P	γ^P	α^d	γ^d
(1948-2013)	0,24** (0,03)	-0,29** (0,02)		
(1984-2013)	0,19** (0,07)	-0,29** (0,07)		
Reprise				
(1948-2013)	0,26** (0,04)	-0,30** (0,03)	-0,09 (0,10)	0,08 (0,06)
(1984-2013)	0,23** (0,06)	-0,34** (0,06)	-0,31** (0,09)	0,45** (0,08)
Récession				
(1948-2013)	0,07** (0,03)	-0,17** (0,03)	0,47** (0,06)	-0,06 (0,05)
(1984-2013)	0,00 (0,05)	-0,10** (0,04)	0,47** (0,09)	-0,15** (0,06)

**, * indiquent la significativité au seuil de 5%, 10% respectivement.

Toujours dans le tableau 2.20, les récessions sont accompagnées par des fluctuations plus fortes du chômage de l'ordre de 0,47 point de pourcentage par rapport aux périodes “normales”. Elles enregistrent également une sensibilité exacerbée du chômage aux mouvements du PIB réel. Une hausse en valeur absolue du coefficient d'Okun qui est significative de l'ordre de 0,15 point dans la version statique et 0,10 point dans la version dynamique (tableau 2.21). Une conclusion en accord avec les travaux de Knotek (2007) ou Beaton (2010) sur l'asymétrie du coefficient d'Okun au cours du cycle.

Les Etats-Unis enregistrent une déformation très forte de la loi d'Okun au cours des récessions et reprises. A la différence de l'Allemagne et de la France, les Etats-Unis sont caractérisés par un marché du travail fortement flexible. Au cours des récessions, les firmes sont peu réticentes à se séparer du personnel rendant ainsi le chômage très sensible aux contractions de l'économie. Cet ajustement facile de l'emploi devrait se traduire par des embauches plus aisées lorsque la récession se termine. Pourtant, cette flexibilité du marché de travail ne se répercute par sur la loi d'Okun au cours des reprises. L'ajustement facile de l'emploi devrait se traduire un coefficient d'Okun relativement élevé en valeur absolue au cours des reprises. En réalité, les estimations soulignent que le coefficient d'Okun tend

à diminuer au point de devenir non significatif.

Les tableaux 2.22 et 2.23 présentent les résultats des estimations des équations (2.6) et (2.7) avec la définition alternative de la reprise. La phase de reprise commence après le creux de la récession et se termine au moment où le PIB réel retrouve le niveau du PIB potentiel.

Tableau 2.21 – Reprise et récession aux Etats-Unis : spécification dynamique

	α^p	γ^p	γ_1^p	β	α^d	γ^d
(1948-2013)	0,24** (0,03)	-0,21** (0,02)	-0,08** (0,02)	0,32** (0,04)		
(1984-2013)	0,18** (0,04)	-0,17** (0,03)	-0,09** (0,04)	0,41** (0,05)		
Reprise						
(1948-2013)	0,26** (0,03)	-0,21** (0,02)	-0,08** (0,02)	0,35** (0,04)	-0,18** (0,06)	0,03 (0,03)
(1984-2013)	0,22** (0,03)	-0,21** (0,02)	-0,10** (0,03)	0,38** (0,04)	-0,26** (0,07)	0,28** (0,08)
Récession						
(1948-2013)	0,11** (0,04)	-0,14** (0,02)	-0,06** (0,02)	0,27** (0,04)	0,30** (0,05)	-0,10** (0,04)
(1984-2013)	0,06 (0,04)	-0,08* (0,04)	-0,06* (0,03)	0,33** (0,05)	0,28** (0,06)	-0,10 (0,06)

**, * indiquent la significativité au seuil de 5%, 10% respectivement.

En se focalisant sur la période 1984-2013, il ressort que les estimations demeurent globalement assez robustes et confirment la portée de nos premiers résultats. En Allemagne, la définition alternative de la reprise suggère que les reprises conduisent à une baisse de 0,02 point du coefficient d’Okun. Cette baisse étant marginale et non significative, la loi d’Okun ne se comporte pas différemment au cours des reprises par rapport aux périodes “normales”. Un constant qui est tout à fait différent aux Etats-Unis. En effet, les reprises américaines postérieures aux années 80 enregistrent une baisse significative de près de 0,32 point du coefficient d’Okun dans la spécification dynamique. Depuis le milieu des années 80, les reprises américaines remettent totalement en cause la relation négative entre le PIB réel et le taux de chômage. En France, les différentes spécifications indiquent une baisse de la sensibilité du coefficient d’Okun de 0,08 point en statique et 0,11 point en dynamique. Ces baisses restent toutefois non significatives. La France semble se situer comme un cas intermédiaire entre l’Allemagne et la France. Par rapport aux Etats-Unis, la déformation de la loi d’Okun ressort comme plus modeste. Pourtant, les deux pays par-

tagent des traits similaires. Effectivement, les récessions se traduisent par une sensibilité accrue du chômage au PIB réel et les reprises par un affaiblissement de la loi d'Okun. Une asymétrie dans la déformation qui est particulièrement exacerbée aux Etats-Unis. La flexibilité du marché du travail caractérisé sur la période 1984-2013 par la disparition de la rétention de main d'oeuvre rend la loi d'Okun fortement instable au cours du cycle économique.

Tableau 2.22 – Reprise (PIB potentiel) : spécification statique

	α^p	γ^p	α^d	γ^d
Reprise (Allemagne)				
(1968-2013)	0,10* (0,05)	-0,12** (0,03)	-0,04 (0,07)	0,01* (0,06)
(1984-2013)	0,03 (0,06)	-0,14** (0,03)	0,03 (0,08)	0,02 (0,07)
Reprise (France)				
(1968-2013)	0,09** (0,04)	-0,07** (0,03)	0,05 (0,05)	-0,08* (0,05)
(1984-2013)	0,11** (0,04)	-0,26** (0,04)	0,00 (0,06)	0,08 (0,07)
Reprise (Etats-Unis)				
(1948-2013)	0,25** (0,04)	-0,30** (0,03)	-0,06 (0,07)	0,04 (0,05)
(1984-2013)	0,22** (0,06)	-0,33** (0,06)	-0,29** (0,10)	0,46** (0,13)

*,** indiquent la significativité au seuil de 5%, 10% respectivement.

La lecture des tableaux 2.22 et 2.23 montrent un comportement différent des reprises aux Etats-Unis sur la période 1948-2013 et la période 1984-2013. La démarche empirique se poursuit en examinant si les reprises post-1984, appelées également *jobless recoveries*, diffèrent fondamentalement des reprises “historiques”. Les équations (2.8) et (2.9) sont modifiées en séparant les reprises “historiques”, c’est à dire datant d’avant 1984, et les reprises post-1984 : les *jobless recoveries*. Les équations modifiées s’écrivent comme :

$$\Delta u_t = \alpha^p + \gamma^p \Delta y_t + \alpha^h D_t^d + \gamma^h D_t^h \Delta y_t + \alpha^d D_t^d + \gamma^d D_t^d \Delta y_t + \epsilon_t^p \quad (2.8)$$

$$\Delta u_t = \alpha^p + \gamma^p \Delta y_t + \gamma_1^p \Delta y_{t-1} + \beta \Delta u_{t-1} + \alpha^h D_t^h + \gamma^h D_t^h \Delta y_t + \alpha^d D_t^d + \gamma^d D_t^d \Delta y_t + \epsilon_t^p \quad (2.9)$$

où α^h et γ^h correspondent à la constante et la pente de la relation d'Okun des reprises "historiques" et α^d et γ^d représentent la pente et la constante des *jobless recoveries*. Enfin, D_t^h et D_t^d correspondent respectivement aux variables indicatrices associées aux reprises "historiques" et aux *jobless recoveries*.

Tableau 2.23 – Reprise (PIB potentiel) : spécification dynamique

	α^p	γ^p	γ_1^p	β	α^d	γ^d
Reprise (Allemagne)						
(1968-2013)	0,09** (0,03)	-0,10** (0,01)	-0,02 (0,02)	0,48** (0,06)	-0,03 (0,04)	-0,03 (0,04)
(1984-2013)	0,05 (0,04)	-0,13** (0,03)	-0,02** (0,02)	0,39** (0,08)	0,02 (0,06)	-0,02 (0,07)
Reprise (France)						
(1968-2013)	0,09** (0,03)	-0,07** (0,01)	-0,03** (0,01)	0,48** (0,07)	-0,03 (0,04)	0,00 (0,05)
(1984-2013)	0,11** (0,02)	-0,13** (0,04)	-0,13** (0,03)	0,34** (0,09)	-0,04 (0,04)	0,11 (0,07)
Reprise (Etats-Unis)						
(1948-2013)	0,25** (0,03)	-0,20** (0,02)	-0,07** (0,01)	0,36** (0,04)	-0,14** (0,05)	0,02 (0,03)
(1984-2013)	0,21** (0,04)	-0,21** (0,02)	-0,09** (0,03)	0,39** (0,05)	-0,27** (0,09)	0,32** (0,12)

*, ** indiquent la significativité au seuil de 5%, 10% respectivement.

Les résultats des estimations des équations (2.8) et (2.9) sont présentés dans les tableaux 2.24 et 2.25 et amènent les remarques suivantes. Premièrement, les reprises "historiques" ne s'écartent que très peu des coefficients de la loi d'Okun en période "normale". Les reprises "historiques" correspondent à une période des Etats-Unis où la rétention de main d'oeuvre était pratiqué aux Etats-Unis. Un résultat qui souligne que la pratique du *labour hoarding* rend la loi d'Okun en période de reprises peu différente de celle en période "normale". Le coefficient γ^h mesure l'effet des reprises "historiques" sur la valeur du coefficient d'Okun. Dans les tableaux 2.24 et 2.25, quelque soit la définition de la reprise sélectionnée, le coefficient γ^h atteint une valeur nulle. La pratique du *labour hoarding* ne vient pas affaiblir la relation d'Okun au cours des reprises "historiques". Un résultat qui

se rapproche de celui de l'économie allemande.

A l'inverse, on observe une diminution significative en valeur absolue du coefficient d'Okun au cours des *jobless recoveries* et ce quelque soit la spécification retenue et la définition de la reprise choisie. En effet, le coefficient γ^d prend des valeurs élevées de l'ordre d'au moins 0,40. Les *jobless recoveries* déforment complètement la loi d'Okun. De plus, les tests de Wald montrent que les *jobless recoveries* diffèrent significativement des reprises "historiques". Le test de Wald rejette de façon significative l'hypothèse nulle que les variables γ^h et γ^d soient égales. Un résultat qui demeure robuste au choix de la définition de reprise employée.

Une dernière étape consiste à vérifier si la dernière reprise s'est comportée comme les reprises passées. La reprise suivant la "Grande Récession" est séparée des autres reprises. Là encore, la reprise de 2009-2010 diffère totalement de l'ensemble des reprises qu'on connu l'économie américaine depuis l'après-guerre. La reprise suivant la "Grande Récession" a ainsi suivi un profil comparable aux reprises du début des années 90 et 2000 plutôt que celui des reprises "historiques". La disparition du *labour hoarding* sur la période 1984-2013 semble contribuer à l'apparition des reprises sans emploi.

Tableau 2.24 – Comparaison des reprises "historiques" et des *jobless recoveries*

	α^p	γ^p	γ_1^p	β	α^h	γ^h	α^d	γ^d	$\alpha^h = \alpha^d$	$\gamma^h = \gamma^d$
Potentiel										
	0,25** (0,04)	-0,30** (0,03)			0,03 (0,11)	-0,01 (0,06)	-0,33** (0,10)	0,42** (0,12)	6,53**	10,20**
	0,25** (0,03)	-0,20** (0,02)	-0,07** (0,02)	0,36** (0,05)	-0,14* (0,08)	0,00 (0,04)	-0,32** (0,09)	0,32** (0,12)	2,22	6,07**
Emploi										
	0,25** (0,03)	-0,30** (0,03)			0,12 (0,19)	-0,03 (0,11)	-0,33** (0,08)	0,40** (0,07)	4,94**	12,82**
	0,26** (0,03)	-0,20** (0,02)	-0,08** (0,02)	0,36** (0,05)	-0,27** (0,10)	0,03 (0,04)	-0,30** (0,07)	0,28** (0,08)	0,08	7,71**

**, * indiquent la significativité au seuil de 5%, 10% respectivement.

L'ensemble de ces résultats viennent compléter les travaux qui attribuent les *jobless recoveries* à une croissance très lente du PIB réel ou à un écart de production persistant. Par exemple, Holmes et Silverstone (2006) considèrent l'appellation *jobless recoveries* comme fortement exagéré. Plus récemment, Ball *et al.* (2013) attribuent la persistance du chômage aux Etats-Unis à un écart durable entre le PIB observé et le PIB potentiel. Gali *et al.* (2012) trouvent que la loi d'Okun n'a pas subi de changement significatif profond de sa valeur depuis le milieu des années 80. Les auteurs proposent de parler de reprises

lentes ou *slower recoveries* plutôt que de *jobless recoveries*. En effet, ce qui distingue les reprises “historiques” des *jobless recoveries* est leur contenu en croissance. Ainsi, les auteurs remarquent que le taux de croissance cumulé du PIB réel atteint 2,6% dans les *jobless recoveries* contre 7,6% dans les reprises “historiques” sur un horizon de quatre trimestres⁴⁵. Ces phases de croissance lente viennent considérablement affaiblir la relation négative entre PIB réel et chômage. D’après les résultats des sections précédentes, ces phases de reprises lentes sont également associées à une productivité accrue par rapport aux reprises “historiques”. Ces reprises lentes créent de l’incertitude sur la durabilité de reprise et incitent les entreprises à privilégier une productivité forte plutôt que des créations d’emplois. En résumé, la disparition du *labour hoarding* et l’apparition de ces phases de reprises lentes viennent remettre en cause, comme le suggère Gordon (2010), les fondements de la loi d’Okun.

Tableau 2.25 – Comparaison des reprises “historiques” et de la reprise 2009-2010

	α^p	γ^p	γ_1^p	β	α^h	γ^h	α^d	γ^d	$\alpha^h = \alpha^d$	$\gamma^h = \gamma^d$
Potentiel										
	0,25** (0,04)	-0,30** (0,03)			0,01 (0,07)	-0,01 (0,05)	-0,45** (0,08)	0,61** (0,06)	16,84**	34,02**
	0,25** (0,03)	-0,20** (0,02)	-0,07** (0,02)	0,37** (0,05)	-0,11** (0,05)	0,00 (0,03)	-0,49** (0,03)	0,59** (0,06)	58,90**	96,61**
Emploi										
	0,26** (0,04)	-0,30** (0,03)			0,08 (0,10)	0,00 (0,07)	-0,41** (0,06)	0,39** (0,12)	19,12**	8,75**
	0,27** (0,03)	-0,21** (0,02)	-0,08** (0,02)	0,34** (0,05)	-0,11 (0,07)	-0,01 (0,03)	-0,38** (0,07)	0,32** (0,14)	8,12**	5,64**

**, * indiquent la significativité au seuil de 5%, 10% respectivement.

Nos résultats montrent que la relation d’Okun se déforme au cours des reprises en fonction de la pratique ou pas du *labour hoarding*. Les Etats-Unis caractérisés par une absence de rétention de main d’oeuvre depuis le milieu des années 80 enregistre une déformation complète de la loi d’Okun au cours du cycle. A l’inverse, l’économie allemande, qui pratique le *labour hoarding* présente une loi d’Okun inchangé tout au long du cycle. La France semble, de son côté, se situer comme un cas intermédiaire.

45. Sur un horizon de huit trimestres, les *jobless recoveries* présentent une croissance de 5,6% contre 12,5% pour les reprises “historiques”.

2.7 Conclusion

Ce chapitre visait à présenter les fondements empiriques la loi d'Okun. S'inscrivant dans une démarche empirique et keynésienne, Arthur Okun s'interroge sur l'impact d'une utilisation accrue du facteur travail sur la croissance du PIB réel : "*How much output can the economy can produce under conditions of full employment?*". Une économie évoluant en dessous de son potentiel de production n'utilise pas pleinement son facteur travail ce qui représente ici un coût d'opportunité majeur pour l'économie. La tâche des responsables consiste à réduire le plus possible cet écart de production en stimulant la demande agrégée.

Selon Okun, le taux de chômage est un indicateur satisfaisant pour juger si l'économie utilise pleinement la quantité de travail à sa disposition et de savoir si l'économie est éloignée ou pas de son potentiel productif. Le facteur travail correspond dans une économie à un ensemble très hétérogène comprenant la productivité des salariés, le nombre de personnes employés, le nombre d'heures travaillées et le taux de participation. Le ratio 3 :1 mis en évidence permet de décrire de combien l'économie peut croître jusqu'à atteindre le plein emploi. Avec un taux de chômage supérieur de 1 point de pourcentage à son niveau naturel au moment de la rédaction de son article en 1962, Okun estime que l'économie américaine pourrait croître de 3% et rejoindre ainsi son niveau potentiel. Afin générer cette hausse considérable de la production, la baisse de 1 point du taux de chômage doit s'accompagner d'une productivité accrue des travailleurs, d'un plus grand nombre d'heures travaillées et d'une hausse du taux de participation. Le ratio 3 :1 décrit par conséquent toute une chaîne de corrélations plutôt qu'une relation de causalité entre le chômage et le PIB réel.

Une autre façon de comprendre le ratio 3 :1 est de considérer qu'une baisse de 1% du PIB réel par rapport à sa tendance se décompose de la manière suivante : 1/3 sous forme de productivité et 2/3 sous formes d'heures agrégées. L'emploi et les heures travaillées n'absorbant pas entièrement la baisse du PIB réel, le reste est absorbé par une diminution de la productivité des travailleurs. La productivité va être corrélée positivement avec le PIB réel. La rétention de main d'oeuvre ou *labour hoarding* permet de comprendre cette corrélation positive. La gestion des ressources humaines impose des coûts organisationnels pour les entreprises qui préfèrent ajuster les mouvements de la production par la productivité plutôt que par l'emploi.

Il ressort de ce chapitre que les fondements empiriques de la loi d'Okun aux Etats-Unis sont remis en cause aujourd'hui. D'après nos calculs, le découpage originel d'Okun a perdu toute sa pertinence pour l'économie américaine, les heures agrégées absorbent presque entièrement les mouvements du PIB réel : 0,95 au lieu de 2/3. Par conséquent, la productivité n'est plus corrélée avec la production depuis les années 80. Un fait qu'est venu confirmer la "Grande Récession" et qui rejoint les conclusions de Gordon (2010).

Des facteurs tels que le déclin en terme réel du salaire minimum, la perte d'influence des syndicats, l'introduction de formes atypiques d'emplois, la crainte des délocalisations et la polarisation croissante du travail entre qualifiés et non qualifiés sont avancés pour expliquer ce phénomène.

Ces résultats sont comparés avec deux pays européens : l'Allemagne et la France. Les deux pays ont en commun de présenter une hausse de l'élasticité de l'emploi par rapport au PIB réel ; conséquence des nombreuses réformes pour enrichir la croissance en emploi et réduire le chômage de longue durée dans l'Union Européenne. La différence essentielle avec l'économie américaine réside dans la productivité du travail qui a conservé son caractère procyclique. L'environnement institutionnel européen permet aux firmes des deux côtés du Rhin de pratiquer la rétention de main d'oeuvre. Les marchés du travail dans ces deux pays offrent une plus grande résilience durant les récessions comme le traduit le déclin de la productivité observée au cours de la "Grande Récession". De fait, l'Allemagne et la France semblent mieux satisfaire les fondements empiriques de la relation d'Okun. Néanmoins les deux pays présentent des évolutions divergentes car la rétention de main d'oeuvre tend à se réduire en France alors qu'elle progresse en Allemagne.

La France présente en effet des similarités importantes avec l'économie américaine. Les deux pays ont en commun une sensibilité analogue de l'emploi et du taux de participation à la production. Dans ces deux pays, un ratio de 2 :1 est mis en évidence : une baisse de 1% du chômage ou une hausse équivalente de 1% du taux d'emploi entraîne une progression d'environ 2% de la production. Cependant, les mécanismes sous-jacents ne sont pas les mêmes des deux côtés de l'Atlantique. Aux Etats-Unis, cette hausse de 1% de l'emploi va s'accompagner parallèlement d'une hausse du taux participation et des heures par travailleurs, c'est à dire essentiellement de la quantité de travail pour générer les 2% du PIB réel. En revanche, en France, la hausse de 1% de l'emploi est associée avec un taux de participation plus fort et une productivité plus grande des travailleurs. La différence entre les deux pays est que, depuis les années 80, la croissance américaine repose sur la productivité des salariés. Cette différence se ressent dans l'organisation du travail au sein des firmes françaises où la recherche des gains de productivité y est plus faible. Il convient de noter que le cadre institutionnel en France ne permet pas de jouer sur les heures par travailleur. A l'inverse, par un effort accru des salariés en terme d'heures travaillées et la disparition progressive du *labour hoarding*, cette recherche de gains de productivité s'exprime plus fortement outre-Atlantique.

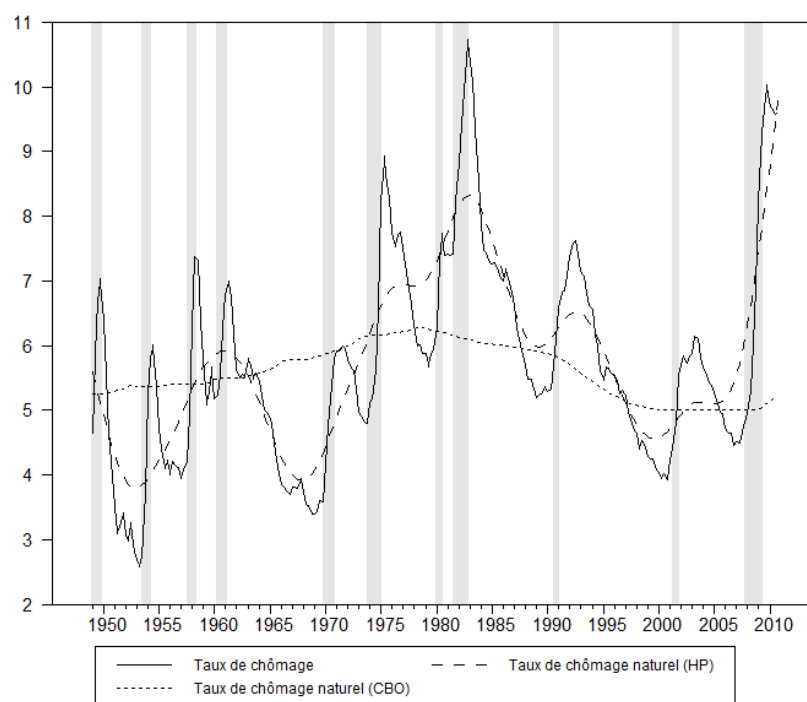
Nous pensons que l'absence de *labour hoarding* déforme la loi d'Okun au cours du cycle économique. L'ensemble de nos résultats soulignent que les récessions que ce soit au Etats-Unis ou en France sont marquées par une sensibilité plus forte du chômage aux variations du PIB réel ainsi que des fluctuations plus fortes du chômage. Le travail

empirique porte sur la déformation de la loi d'Okun au cours des reprises, un exercice inédit dans la littérature. Plusieurs définitions de la reprise sont retenues pour s'assurer de la robustesse de nos résultats. Au sein de l'économie allemande, la loi d'Okun n'est pas statistiquement différente pendant les phases de reprises. Un phénomène qui s'explique facilement par la rétention de main d'oeuvre qui permet aux entreprises de répondre à l'activité par une productivité plus élevée plutôt que par des embauches supplémentaires. Par conséquent, outre-Rhin, la loi d'Okun est plutôt uniforme le long des phases du cycle.

Un constat similaire est observé pour l'économie américaine jusqu'au milieu des années 80. À partir de cette date, les reprises enregistrent une profonde remise en cause de la loi d'Okun en parallèle de la disparition du *labour hoarding*. Un résultat qui peut sans doute s'expliquer par la volonté des firmes américaines de maintenir une productivité et une rentabilité élevée au cours des récessions et reprises. Nous pensons que la pratique du *labour hoarding* en Europe vient sans doute du caractère transitoire des fluctuations macroéconomiques. Le chapitre suivant explore plus en détail ce sujet en étudiant la nature des fluctuations macroéconomiques en Europe.

2.A Annexes du Premier Chapitre

Graphique 2.10 – Taux de chômage aux Etats-Unis



Source : Federal Reserve Bank of Saint-Louis, Congressional Budget Office (CBO)

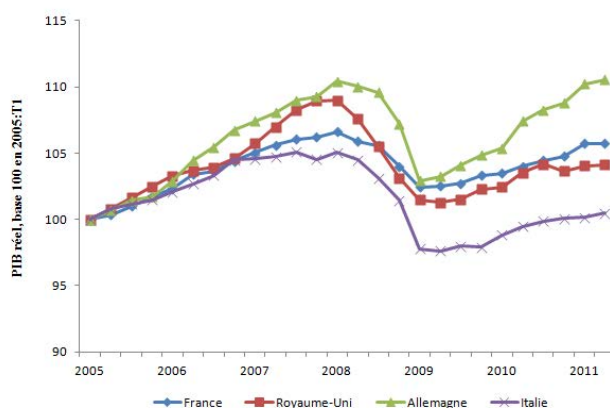
Chapitre 3

La nature des fluctuations macroéconomiques en Europe

3.1 Introduction

La nature des fluctuations macroéconomiques a toujours fait l'objet de débats récurrents. Quelle est la nature du cycle économique ? Les récessions sont-elles des phénomènes purement transitoires ou des mouvements permanents en lien avec la croissance de long terme ? L'entrée des pays industrialisés dans la “Grande Récession” a remis en lumière ces préoccupations. Au cours de cet épisode, l'ensemble des pays industrialisés ont connu une contraction du PIB réel combinée à une augmentation durable du chômage. L'Allemagne apparaît comme une exception avec un taux de chômage en diminution de près de 2 points, et ce malgré une baisse de son PIB réel de 5,5%. D'où l'appellation par certains économistes comme Burda et Hunt (2011) d'un “miracle” allemand de l'emploi. Il importe pour les responsables de savoir si un choc comme la “Grande Récession” est de nature transitoire ou permanente afin de guider l'orientation des politiques macroéconomiques. Ainsi, si la “Grande Récession” s'avère être un choc de nature temporaire, alors les politiques économiques mises en oeuvre ne seront pas les mêmes que s'il s'agissait d'un choc permanent. Connaître la nature des chocs qui frappent les économies survient comme une tâche essentielle pour le macroéconomiste.

Graphique 3.1 – Evolution du logarithme du PIB réel (base 100 en 2005) entre 2005 et 2011



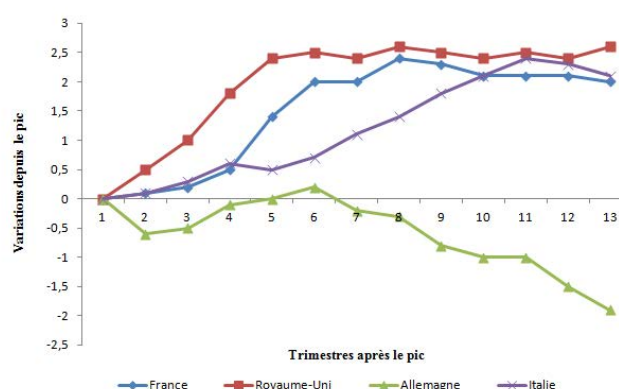
Source : *OECD.Stat*

Dans le précédent chapitre, nous avons vu que la loi d'Okun tendait à se déformer profondément au cours des récentes reprises survenues aux Etats-Unis. A l'inverse, en Allemagne et en France, les reprises ne s'écartent que très peu de cette relation empirique. La disparition du *labour hoarding* et de la procyclicité de la productivité du travail aux Etats-Unis incitent les firmes à privilégier une productivité accrue plutôt que des créations d'emplois. La pratique du *labour hoarding* peut aussi dépendre de la manière dont

les entreprises perçoivent la nature des fluctuations macroéconomiques. Par exemple, si les firmes considèrent les mouvements du PIB réel comme permanents, elles ajusteront plus facilement l'emploi au cours des récessions et profiteront des reprises pour gagner en productivité. A l'inverse, si les fluctuations sont perçues comme transitoires ou temporaires, les entreprises vont préférer conserver la main d'oeuvre en leur sein pour répondre à la hausse de la production au cours de la reprise suivant la récession respectant ainsi les fondements empiriques de la loi d'Okun.

Aux Etats-Unis, un certain nombre de travaux tels que Morley *et al.* (2003) et Sinclair (2009) insistent sur le caractère permanent des fluctuations du PIB réel et du chômage. Ces caractéristiques peuvent donc être mobilisés pour expliquer le caractère sensible de la loi d'Okun au cours des différentes phases du cycle économique. En Europe, l'absence de déformation de la loi d'Okun au cours du cycle tend à privilégier plutôt un caractère transitoire aux fluctuations macroéconomiques. Une tâche essentielle dans ce chapitre consiste à déterminer le caractère permanent ou transitoire des mouvements du PIB réel et du chômage en Europe.

Graphique 3.2 – Dynamique du taux de chômage au cours de la “Grande Récession”



Source : *OECD.Stat*

L'objectif ici est de proposer un modèle qui permette d'estimer la relation d'Okun et également de décomposer le PIB réel et le taux de chômage en une partie permanente et transitoire. La composante permanente va prendre la forme d'une marche aléatoire décrivant la tendance de long terme de l'économie tandis que la composante transitoire va se modéliser à l'aide d'un processus AR(2) stationnaire. Le modèle permet d'opérer une distinction entre d'un côté les chocs qui ont un effet permanent sur le PIB réel et le chômage, et d'un autre côté les chocs dont les effets sont seulement temporaires ou transitoires. Il s'agit d'un modèle à composantes inobservées qui est enrichi des développements les plus récents dans cette littérature. Les modèles à composantes inobservées restent dominées

par les travaux de Harvey (1985) ou Clark (1989) qui suppose une corrélation nulle entre la composante permanente et transitoire. Cette restriction tend à déformer l'importance respective des différents chocs car Morley *et al.* (2003) montrent que le relâchement de cette contrainte implique un renforcement des chocs permanents dans l'explication des mouvements du PIB réel. Le modèle de Sinclair (2009) que nous employons dans cette étude correspond à un modèle à composantes inobservées corrélées (CIC). Il s'agit d'une extension à deux variables du modèle univarié de Morley *et al.* (2003). Le modèle CIC incorpore également des changements structurels dans la spécification du PIB réel et du taux de chômage. Une démarche importante qui selon Perron et Wada (2009) tend à réduire la place faite aux chocs permanents dans les mouvements du PIB réel.

L'avantage du modèle CIC est aussi d'offrir une estimation de la relation d'Okun en une seule étape. Traditionnellement, l'estimation du coefficient d'Okun (1962) se fait généralement en deux étapes. Il demeure habituel d'estimer, dans un premier temps, les composantes transitoires du PIB réel et du chômage à l'aide d'un filtre statistique tels que Hodrick et Prescott (1997) (HP), Beveridge et Nelson (1981) (BN), Harvey (1985), et Baxter et King (1999). Ensuite, dans la seconde étape, on régresse une composante sur l'autre pour obtenir le coefficient d'Okun. Le modèle CIC offre une amélioration substantielle en estimant de manière simultanée, d'une part les composantes permanentes et transitoires du PIB et du chômage, et d'autre part les corrélations entre ces deux séries.

Le modèle CIC est appliqué à quatre grands pays européens : Allemagne, France, Italie et Royaume-Uni. La connaissance du type de choc qui frappe ces quatre économies apparaît d'une importance cruciale. Si les fluctuations macroéconomiques proviennent essentiellement de chocs transitoires, un choc comme la "Grande Récession" laisse un potentiel de croissance relativement important. D'après Chantrel *et al.* (2014), l'économie française dispose d'un potentiel de rebond significatif qui devrait contribuer progressivement à la reprise économique.

Dans la seconde section de ce chapitre, le modèle à composantes inobservées corrélées est décrit. La troisième section montre que les mouvements du PIB réel dépendent essentiellement des chocs permanents frappant la série. Dans la quatrième section, il ressort que l'essentiel des fluctuations du taux de chômage sont permanentes et que la présence de l'hystérèse semble remise en question. La cinquième section présente les différents coefficients d'Okun issus du modèle CIC. La sixième section teste la sensibilité des résultats à la "Grande Récession" et aux changements structurels. La septième section de ce chapitre discute de la pertinence des corrélations entre les mouvements permanents et les mouvements transitoires. Enfin, la dernière section de ce chapitre conclut.

3.2 Le modèle à composantes inobservées corrélées

3.2.1 Méthodologie

Les séries observées du PIB réel et du taux de chômage peuvent chacune être représentées comme la somme de deux composantes : une composante “permanente” et une composante “transitoire” :

$$y_t = \tau_{yt} + c_{yt} \quad (3.1)$$

$$u_t = \tau_{ut} + c_{ut} \quad (3.2)$$

$$\tau_{yt} = \mu_y + \tau_{yt-1} + \eta_{yt} \quad (3.3)$$

$$\tau_{ut} = \mu_u + \tau_{ut-1} + \eta_{ut} \quad (3.4)$$

$$c_{yt} = \phi_{1y}c_{yt-1} + \phi_{2y}c_{yt-2} + \epsilon_{yt} \quad (3.5)$$

$$c_{ut} = \phi_{1u}c_{ut-1} + \phi_{2u}c_{ut-2} + \epsilon_{ut} \quad (3.6)$$

où y_t et u_t représentent respectivement les séries observées du PIB réel et du taux de chômage, τ_{yt} est la composante permanente du PIB réel assimilable à la tendance, τ_{ut} représente la composante permanente du taux de chômage. μ_y et μ_u sont les constantes ou dérivées dans les marches aléatoires. c_{yt} et c_{ut} correspondent aux composantes transitoires ou stationnaires du PIB réel et du taux de chômage. Enfin, ϕ_1 et ϕ_2 représentent les paramètres autorégressifs.

La modélisation des composantes permanentes du PIB réel et du taux de chômage se fait à l’aide d’une marche aléatoire¹ car elles possèdent la propriété de présenter une tendance stochastique. Un choc qu’il soit positif ou négatif affectera de manière permanente

1. La spécification du PIB réel et du taux de chômage sous forme de marches aléatoires permet de capturer les mouvements de long terme de ces deux variables. Pour l’économie américaine, Nelson et Plosser (1982) démontrent que le PIB réel ainsi que d’autres variables macroéconomiques, à l’exception du taux de chômage, se caractérisent par des marches aléatoires.

la tendance. Ce modèle de marche aléatoire permet, d'après Stock et Watson (1988), de capturer le niveau d'équilibre de long terme de l'économie. Les innovations η_{yt} et η_{ut} représentent respectivement les chocs exerçant des effets permanents sur le PIB réel et le chômage.

La composante transitoire est modélisée à l'aide d'un processus stationnaire AR(2). D'après Morley et Piger (2012), la meilleure façon de définir le cycle est de le décrire comme les écarts transitoires de la série observée à la tendance. Une définition plus large que l'approche traditionnelle qui le décrit comme l'alternance successive de phases d'expansion et de récession. De manière générale, ces phases d'expansion/récession sont souvent bien rendues par l'application d'un filtre de type HP ou Baxter et King (1999)². Le choix d'un processus AR(2)³ pour la composante transitoire est une hypothèse cruciale qui permet de garantir l'identification du modèle [Morley *et al.* (2003), Sinclair (2009)]. De plus, le processus AR(2) est souvent retenu dans la littérature des modèles à composantes inobservées pour décrire la composante transitoire. Morley *et al.* (2003) et Sinclair (2009) pour les Etats-Unis ou Mitra et Sinclair (2012) pour les pays du G7 emploient un processus AR(2) pour décrire le PIB réel. Il en est de même pour le chômage. Par exemple, Jaeger et Parkinson (1994) montrent que la composante transitoire du taux de chômage des pays européens et anglo-saxons s'accordent bien avec un processus AR(2)⁴. C'est également le cas chez Berger (2011) pour la zone euro en données agrégées et Pérez-Alonso et Di Sanzo (2011) pour la France et l'Italie. Les paramètres ϕ_1 et ϕ_2 représentent le degré de persistance de la composante transitoire. Les innovations ϵ_{yt} et ϵ_{ut} correspondent respectivement aux chocs transitoires sur le PIB réel et le chômage.

Les innovations sont des variables aléatoires distribuées selon une loi Normale de moyenne zéro et avec une matrice de variance/covariance autorisant une corrélation entre les différentes innovations. Cette matrice de variance/covariance est l'une des caractéristiques clé du modèle car aucune forme de restriction n'est imposée sur les innovations. La matrice de variance/covariance s'écrit ainsi :

2. La mise en oeuvre du filtre Baxter et King (1999) permet d'éliminer les fréquences qui sont à l'extérieur d'une bande comprise entre 2 et 8 ans. Une période qui est décrite comme la durée "normale" du cycle dans les travaux originaux de Burns et Mitchell sur le "*business cycle*".

3. D'après Morley *et al.* (2003) et Mitra et Sinclair (2012), une composante transitoire modélisée comme un processus AR(p) correspond pour la forme réduite de la série observée (taux de croissance du PIB réel et variation du taux de chômage) à un processus ARMA(p, p). En se basant sur le critère d'information d'Akaike (AIC), le taux de croissance du PIB réel est bien décrit par un processus ARMA(2,2). En revanche, pour les variations du taux de chômage, le critère AIC indique que des retards supplémentaires pourraient être plus appropriés. Un processus AR(2) est conservé afin de comparer plus aisément la composante transitoire du PIB réel et du chômage.

4. Leur étude de l'hystérèse porte sur l'Allemagne, le Canada, les Etats-Unis et le Royaume-Uni en données trimestrielles allant de 1961 à 1991.

$$\begin{pmatrix} \sigma_{\eta_y}^2 & \sigma_{\eta_y\eta_u} & \sigma_{\eta_y\epsilon_y} & \sigma_{\eta_y\epsilon_u} \\ \sigma_{\eta_y\eta_u} & \sigma_{\eta_u}^2 & \sigma_{\eta_u\epsilon_y} & \sigma_{\eta_u\epsilon_u} \\ \sigma_{\eta_y\epsilon_y} & \sigma_{\eta_u\epsilon_y} & \sigma_{\epsilon_y}^2 & \sigma_{\epsilon_y\epsilon_u} \\ \sigma_{\eta_y\epsilon_u} & \sigma_{\eta_u\epsilon_u} & \sigma_{\epsilon_y\epsilon_u} & \sigma_{\epsilon_u}^2 \end{pmatrix}$$

Les propriétés du modèle autorisent une dépendance entre la composante permanente et transitoire de chacune de deux séries : $\sigma_{\eta_y\epsilon_y}$ et $\sigma_{\eta_u\epsilon_u}$. Ces covariances se révèlent cruciales, elle donnent une information sur une éventuelle dépendance entre la tendance et le cycle et donc notamment de savoir si les fluctuations de court terme de l'économie doivent être traitées séparément ou non de la tendance de long terme, un critère primordial pour Morley et Piger (2012) ou encore Stock et Watson (1988). Ce modèle CIC sera comparé avec un modèle alternatif où les covariances prennent une valeur nulle à l'exception de $\sigma_{\epsilon_y\epsilon_u}$. La comparaison des deux modèles permettra de juger si les composantes transitoires et permanentes doivent être considérés comme indépendantes.

Le modèle permet également une dépendance entre les séries du PIB réel et du chômage à travers leurs innovations permanentes et transitoires : $\sigma_{\eta_y\eta_u}$ et $\sigma_{\epsilon_y\epsilon_u}$. Ces covariances qui relient le PIB et le chômage pourront par la suite être interprétées comme des relations d'Okun. En se servant de ces deux covariances, le modèle CIC permet de calculer deux coefficients d'Okun. Un premier coefficient relie les composantes transitoires du PIB et du chômage et un second coefficient relie les composantes permanentes. La comparaison des deux coefficients aidera à mieux comprendre si cette relation empirique s'inscrit sur un horizon de court terme ou de long terme.

La décomposition du PIB réel et du taux de chômage en marche aléatoire et en processus AR(2) permet de formuler le modèle en composantes inobservées à la Harvey (1985, 1989)⁵. Ce modèle CIC est ensuite mis sous forme espace-état⁶ et appliquons le filtre de Kalman pour l'estimation, par maximum de vraisemblance⁷, des paramètres et des composantes permanentes et transitoires.

3.2.2 Données

Le modèle CIC est appliqué sur quatre grands pays européens : Allemagne, France, Italie et Royaume-Uni. Ces quatre pays ont l'avantage de pouvoir être facilement comparés

5. Dans un modèle à composantes inobservées à la Harvey (1989) employé, par exemple, par Silvapulle *et al.* (2004) ou Moosa (1997), la tendance prend la forme d'une marche aléatoire et le cycle est modélisé par une fonction sinusoïdale impliquant un cycle périodique.

6. Le modèle CIC mis sous forme espace-état est disponible en Annexe.

7. Les estimations sont effectuées à l'aide du logiciel de séries temporelles RATS 7.3. Pour s'assurer de la validité de nos résultats, l'estimation a reposé sur différentes valeurs initiales afin d'obtenir des estimations convergentes.

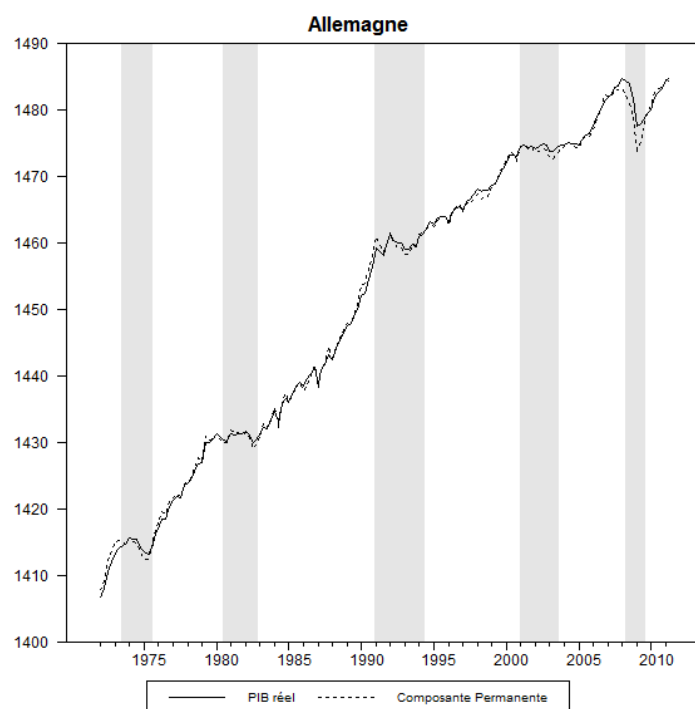
entre eux compte tenu de la taille de leur population et de leur diversification sectorielle. Les données trimestrielles sont issues de OCDE.Stat. Les périodes d'estimations sont les suivantes : Allemagne : 1969T1-2011T2, France : 1969T1-2011T2, Italie : 1970T1-2011T2 et Royaume-Uni : 1971T1-2011T2. Le PIB réel est passé en logarithme et multiplié par 100 et le taux de chômage est exprimé en points de pourcentage . Les tests de racine unitaire présentés en Annexe montrent que les séries du PIB réel et du chômage possèdent une racine unitaire. Toutefois, en Allemagne le test Zivot-Andrews (ZA) montre que le PIB réel présente une série stationnaire en tendance avec une rupture au moment de la réunification avec la RDA :1990T1. Les résultats des estimations du modèle CIC sont présentés dans le tableau 3.1

Tableau 3.1 – Estimation par maximum de vraisemblance du modèle CIC

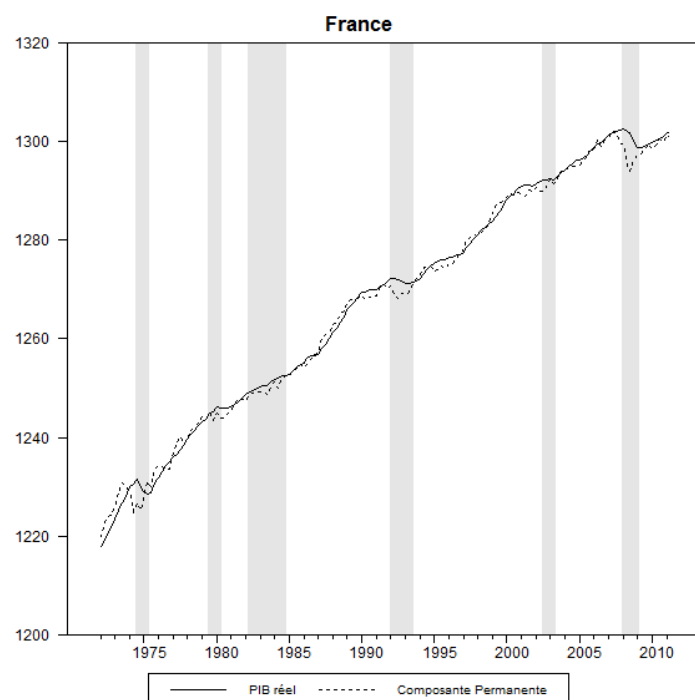
	Paramètre	Allemagne	France	Italie	R-U
Log vraisemblance		-200,28	-39,30	-189,60	-137,84
PIB réel					
Ecart-type de la composante permanente	σ_{η_y}	1,42 (0,12)	1,38 (0,33)	1,39 (0,23)	1,37 (0,21)
Ecart-type de la composante transitoire	σ_{ϵ_y}	0,64 (0,15)	1,21 (0,36)	1,19 (0,30)	0,67 (0,29)
Corrélation entre les composantes	$\rho_{\eta_y \epsilon_y}$	-0,84 (0,10)	-0,98 (0,02)	-0,92 (0,03)	-0,84 (0,06)
Constante	μ_y	0,54 (0,09)	0,64 (0,08)	0,49 (0,09)	0,58 (0,05)
Premier paramètre AR	ϕ_{1y}	1,00 (0,13)	0,96 (0,12)	0,84 (0,11)	0,93 (0,10)
Second paramètre AR	ϕ_{2y}	-0,31 (0,13)	-0,24 (0,11)	-0,27 (0,03)	-0,34 (0,14)
Somme des paramètres	$\phi_{1y} + \phi_{2y}$	0,69 (0,06)	0,73 (0,08)	0,57 (0,12)	0,59 (0,14)
Taux de chômage					
Ecart-type de la composante permanente	σ_{η_u}	0,67 (0,09)	0,46 (0,09)	0,52 (0,03)	0,82 (0,16)
Ecart-type de la composante transitoire	σ_{ϵ_u}	0,65 (0,14)	0,43 (0,11)	0,36 (0,02)	0,73 (0,17)
Corrélation entre les composantes	$\rho_{\eta_u \epsilon_u}$	-0,97 (0,02)	-0,98 (0,03)	-0,91 (0,02)	-0,99 (0,00)
Premier paramètre AR	ϕ_{1u}	0,78 (0,04)	1,08 (0,15)	1,06 (0,03)	0,85 (0,03)
Second paramètre AR	ϕ_{2u}	-0,03 (0,03)	-0,31 (0,13)	-0,22 (0,01)	-0,07 (0,03)
Somme des paramètres	$\phi_{1u} + \phi_{2u}$	0,75 (0,05)	0,77 (0,07)	0,83 (0,03)	0,77 (0,05)
Corrélations PIB réel/Chômage					
PIB permanent/Chômage permanent	$\rho_{\eta_y \eta_u}$	-0,64 (0,10)	-0,60 (0,14)	-0,34 (0,11)	-0,86 (0,04)
PIB transitoire/Chômage transitoire	$\rho_{\epsilon_y \epsilon_u}$	-0,22 (0,20)	-0,68 (0,11)	-0,66 (0,10)	-0,96 (0,07)
PIB transitoire/Chômage permanent	$\rho_{\epsilon_y \eta_u}$	0,22 (0,25)	0,61 (0,15)	0,41 (0,07)	0,86 (0,06)
PIB permanent/Chômage transitoire	$\rho_{\eta_y \epsilon_u}$	0,52 (0,05)	0,69 (0,11)	0,56 (0,18)	0,93 (0,06)

Note : Les écarts-types des paramètres et des corrélations sont données entre parenthèses.

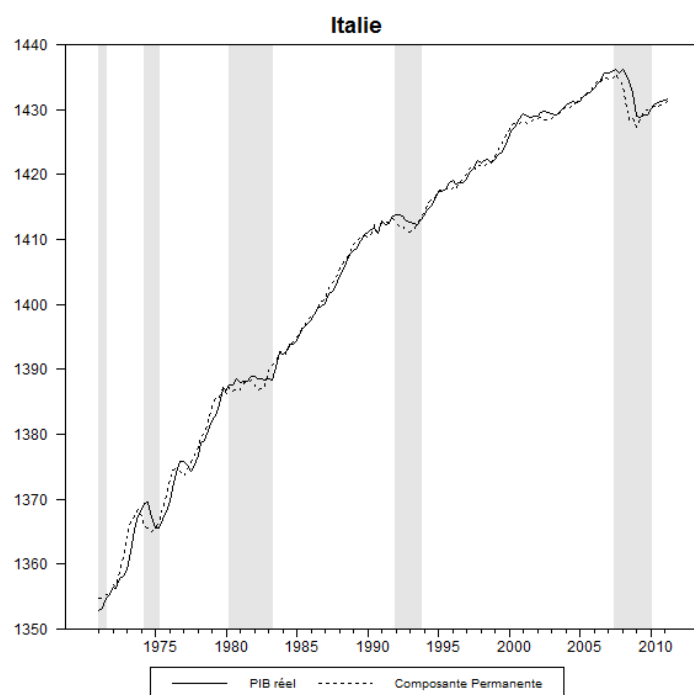
Graphique 3.3 – PIB réel et Composante Permanente en Allemagne



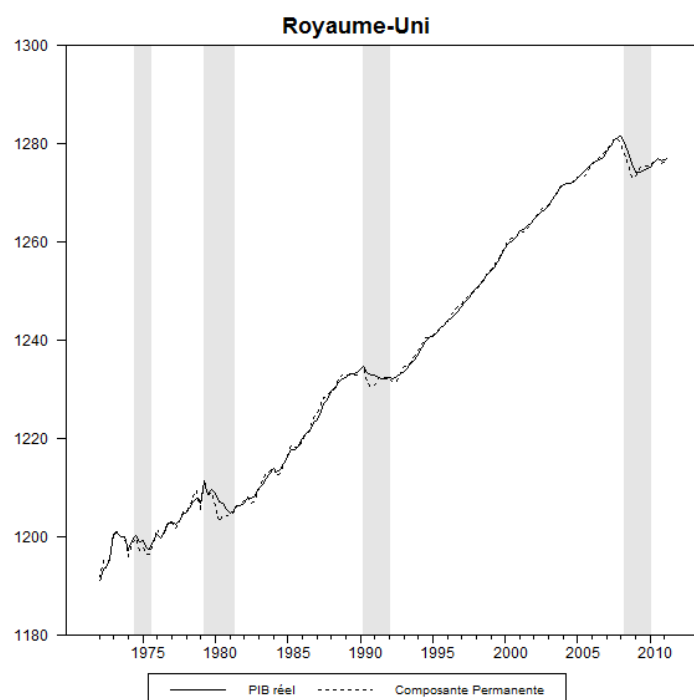
Graphique 3.4 – PIB réel et Composante Permanente en France



Graphique 3.5 – PIB réel et Composante Permanente en Italie



Graphique 3.6 – PIB réel et Composante Permanente au Royaume-Uni



3.3 La primauté des chocs permanents dans le PIB réel

3.3.1 Estimation

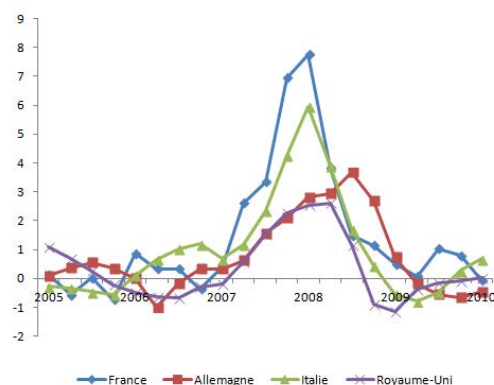
Pour chacune de nos séries, le logarithme du PIB réel est multiplié par 100. En multipliant la constante μ_y par quatre, on obtient le taux de croissance annuel moyen du PIB réel. D'après les constantes du tableau 1, les taux de croissance de l'activité atteignent un maximum de 2,56% pour la France jusqu'à un minimum de 1,96% pour l'Italie. Des chiffres relativement proches qui indiquent que les quatre pays ont connu des trajectoires de croissance analogues sur les quatre dernières décennies. Le travail empirique débute en se focalisant sur les estimations de la composante permanente et transitoire du PIB réel.

A partir des estimations du tableau 3.1 et des différents graphiques 3.3 à 3.4, il ressort clairement que la composante permanente du PIB réel joue un rôle considérable dans les mouvements du PIB réel. L'écart-type de la composante structurelle σ_{η_y} est plus élevé que l'écart-type de la composante conjoncturelle σ_{ϵ_y} et que l'écart-type du taux de croissance du PIB réel (différence première du logarithme du PIB réel multiplié par 100). Un résultat qui demeure valable pour les quatre pays. La composante permanente du PIB réel est plus volatile que la série du PIB observée elle-même. Le ratio $\sigma_{\eta_y}/\sigma_{\epsilon_y}$ permet de juger de l'importance respective des différents chocs. A en juger par le ratio $\sigma_{\eta_y}/\sigma_{\epsilon_y}$, l'ensemble des quatre pays présentent un ratio supérieur à un. Ces chiffres vont dans le sens d'une primauté des chocs permanents par rapport aux chocs transitoires. L'Allemagne et le Royaume-Uni avec des ratios respectifs de 2,22 et 2,04 présentent les ratios les plus élevés. Un résultat qui apparaît bien différent en France et en Italie. Les deux pays affichent un ratio analogue de l'ordre de 1,14. Comment expliquer ces différences ? Les écart-types de la composante permanente demeurent relativement homogènes avec un maximum de 1,42 pour l'Allemagne et un minimum de 1,38 pour la France. La différence entre les pays provient surtout de la composante transitoire. La France et l'Italie ont des écarts-types de la composante transitoire qui apparaissent deux fois plus élevés que ceux de l'Allemagne et du Royaume-Uni.

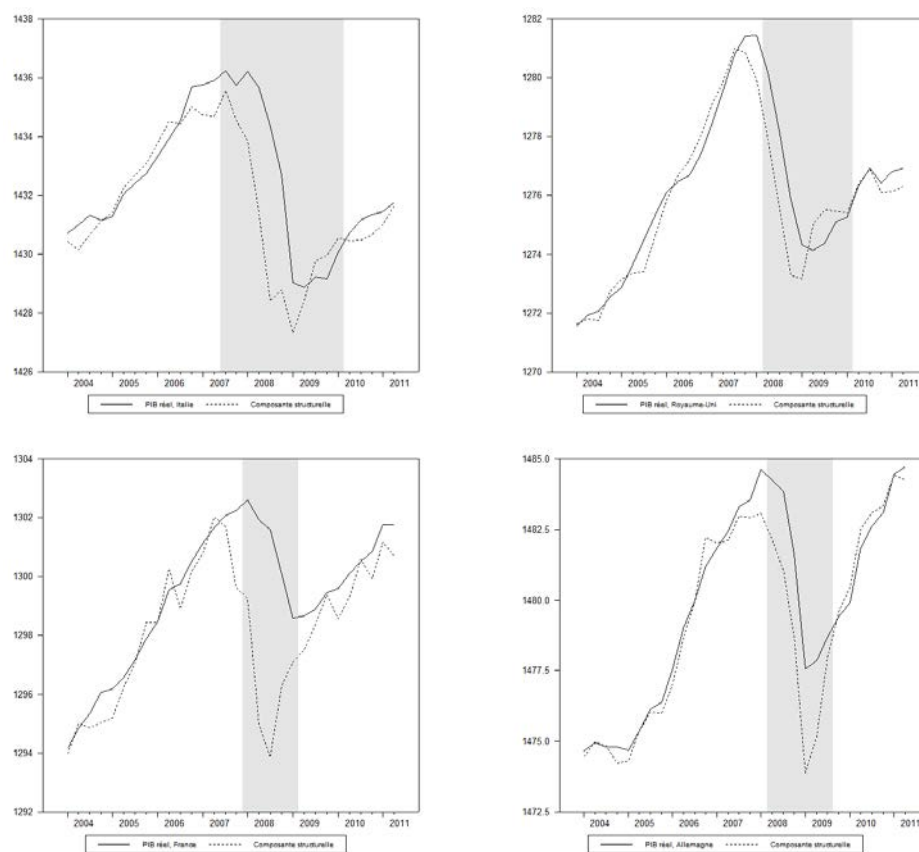
Etant donné la variabilité importante de la composante permanente du PIB, on peut s'interroger si la composante transitoire capture bien les phénomènes d'expansion/récession caractéristiques du cycle économique des pays industrialisés. Les régions grisées présentées sur les graphiques 1-4 correspondent aux récessions⁸ enregistrées pour chacun des quatre pays. La plupart des récessions correspondent à des mouvements à la baisse de la composante permanente. Ces résultats contredisent la vision traditionnelle du cycle économique où les récessions sont considérées comme uniquement des baisses transitoires du PIB réel.

8. Les récessions ou les phases du cycle qui vont du pic au creux sont calculées par l'Economic Cycle Research Institute (ECRI), les dates des différents pics et creux sont disponibles en Annexe.

Graphique 3.7 – Composante transitoire du PIB réel entre 2005 et 2010



Graphique 3.8 – PIB réel et composante permanente au cours de la “Grande Récession”



Le PIB réel observé est en trait continu et la composante permanente en trait discontinu.

A titre d'exemple, prenons la dynamique du PIB réel au cours de la récession de 2007-2009 ou “Grande Récession” présenté sur les graphiques 3.7 et 3.8. Si la composante permanente et la série observée demeurent similaires jusqu'en 2008, une divergence va

s'opérer à partir de l'entrée en récession. Prenons, par exemple, le cas de la France. Alors que la baisse du PIB réel n'est seulement que de 4%, celle de la composante permanente atteint près de 8% entre le début de l'année 2008 et le second trimestre 2009. Ces deux trajectoires impliquent une composante transitoire positive au cours de cette période⁹. Il se peut que ce résultat soit en partie lié aux caractéristiques du modèle CIC qui tend à surévaluer les mouvements du PIB permanent.

En examinant le graphique 3.7, la composante transitoire du PIB réel était proche de zéro jusqu'en 2007. Les quatre pays expérimentent ensuite une hausse de la composante transitoire, celle-ci atteint un pic au troisième trimestre 2008 pour la France et l'Italie et vers le premier trimestre 2009 pour l'Allemagne et le Royaume-Uni. Ensuite, celle-ci chute brutalement dans les quatre pays pour se retrouver à zéro à partir de 2010. On arrive à la conclusion que la "Grande Récession" a engendré une modification permanente du PIB réel. La lecture du graphique 3.7 demeure éclairante car elle montre que la composante transitoire est proche de zéro depuis la fin de la "Grande Récession" en 2009. Par conséquent, l'existence de capacités de productions inutilisées ou d'un écart de production persistant depuis la fin de la "Grande Récession" pourrait se révéler exagéré. Les pertes de production observées depuis le début de la crise ne risquent pas d'être résorbées au cours des prochaines années. Les résultats du modèle CIC soulignent ainsi que le potentiel de rebond des pays affectées par la "Grande Récession" semble bien limité.

En conclusion, la lecture des graphiques montrent que durant les phases de récession, la composante permanente du PIB réel baisse avant que la série observée ne converge vers la nouvelle valeur d'équilibre. L'écart entre les deux séries, qui correspond à la composante transitoire, va être positif durant cette phase. Cette observation amène à envisager une corrélation négative entre la composante transitoire et permanente du PIB réel.

3.3.2 Une corrélation négative

Comment comprendre cette corrélation négative ? Face à un choc qui diminue de façon durable la valeur du PIB réel, la série observée met du temps à s'ajuster à la nouvelle valeur d'équilibre. Le temps que la série observée atteigne la nouvelle valeur d'équilibre, on va observer une composante transitoire positive durant les phases de récession. Ces trajectoires, ostensiblement visibles au cours des récessions, montrent que loin d'évoluer de façon indépendante, les chocs permanents et les chocs transitoires seraient reliés même à court terme. Cette dépendance est confirmée par l'examen des corrélations reliant les innovations $\rho_{\eta_y \epsilon_y}$, elles ressortent significativement différentes de zéro pour l'ensemble de nos quatre pays. Les corrélations qui vont de -0,84 pour l'Allemagne et le Royaume-Uni

9. Une observation en contradiction avec l'approche de type "*business cycle*" qui plaide plutôt en faveur d'une baisse de la composante transitoire.

jusqu'à -0,98 pour la France indiquent que les composantes transitoires et permanentes du PIB réel sont presque parfaitement négativement corrélées. Une corrélation négative et significativement différente de zéro est mise en évidence pour les Etats-Unis par Morley *et al.* (2003) et Sinclair (2009), pour le Canada par Basistha (2007) et pour les pays du G7¹⁰ par Mitra et Sinclair (2012). Ces corrélations négatives sont, néanmoins en contradiction avec l'absence de corrélation mise en évidence par Berger (2011) sur la zone euro.

L'existence d'une telle corrélation remet en cause l'hypothèse de Clark (1987, 1989) d'une corrélation nulle entre la composante permanente et transitoire du PNB américain. Clark reconnaissait que cette hypothèse d'indépendance était clairement forte et que l'on devait plutôt s'attendre à trouver une corrélation positive ou négative. Pour Proietti (2006), l'existence d'une corrélation peut se comprendre comme une relation de causalité allant du cycle vers la tendance. Dans le cas d'une corrélation positive, il montrait qu'un choc négatif sur l'activité pouvait réduire l'investissement des entreprises, ce qui à long terme par l'effet accélérateur réduit le stock de capital et la tendance de long terme de l'économie¹¹. Un autre mécanisme, générant une corrélation positive, évoqué par Muscatelli et Tirelli (2001), est la pro-cyclicité des dépenses de Recherche et Développement (R et D) qui affecte la croissance de long terme de l'économie. Autre exemple, une hausse des prix du pétrole réduit l'activité à court terme par le biais d'une consommation réduite des ménages et affecte durablement le PIB par le canal de l'investissement.

Les exemples précédents allaient dans le sens d'une relation positive entre tendance et cycle, toutefois on peut également s'attendre à une corrélation négative. En effet, Clark (1987) prend l'exemple d'une politique budgétaire soutenue qui augmente la demande agrégée à court terme, mais réduit à un horizon plus lointain le stock de capital et par conséquent la composante permanente du PIB par le jeu de taux d'intérêts réels plus élevés et des prélèvements obligatoires. Toujours dans le sens d'une causalité allant du cycle vers la tendance, Caballero et Hammour (1994) montrent que les récessions stimulent la croissance de la productivité en faisant disparaître les firmes les moins efficaces et entraîne leur remplacement à terme par de nouvelles firmes plus efficaces. Ces mouvements sont facilités pendant les récessions compte tenu du faible coût d'opportunité de la réorganisation de l'activité durant ces périodes.

Les premiers modèles à composantes inobservées comme ceux de Harvey (1985, 1989) ou Clark (1987) ont cependant supposé l'absence de corrélation entre la tendance et la cycle malgré l'existence de solides preuves théoriques. Dans son article, Clark précisait

10. Rappelons que les pays qui composent le G7 sont : l'Allemagne, le Canada, les Etats-Unis, la France, l'Italie, le Japon et le Royaume-uni

11. Un mécanisme analogue mis en avant aussi par Okun (1962) dans son papier original qui indique qu'une baisse temporaire du PIB réel va réduire l'investissement, ce qui contribue à faire vieillir le stock de capital de la nation et finit par conséquent à entraîner une diminution du PIB potentiel.

qu'une telle corrélation doit se trouver particulièrement faible et peut être approximée par une valeur nulle. Afin de mieux justifier cette hypothèse forte, il montre que des mouvements de la demande agrégée liés, par exemple, à des variations de stock ou à une hausse des dépenses publiques impactent peu la croissance potentielle de l'économie. De la même manière, des changements démographiques qui façonnent la trajectoire du PIB réel à long terme ont peu d'impact sur la conjoncture.

Malgré tout, les résultats montrent que cette hypothèse semble bien trop restrictive. D'une part, les corrélations ressortent significativement différentes de zéro dans nos estimations. D'autre part, pour s'assurer de la pertinence de cette hypothèse, le modèle à composantes inobservées corrélées est réestimé en imposant une contrainte : une corrélation parfaitement négative, $\rho_{\eta_y \epsilon_y} = -1$, entre les composantes permanentes et transitoires du PIB réel. En comparant les résultats avec le modèle non contraint à l'aide d'un test du ratio de vraisemblance, le test aboutit aux résultats suivants : un ratio de 1,85 et une p-value de 0,17 pour la France, un ratio de 0,15 et une p-value de 0,69 pour l'Allemagne, un ratio de 2,43 et une p-value de 0,12 pour l'Italie et un ratio de 0,11 et une p-value de 0,73 pour le Royaume-Uni. On ne peut donc rejeter l'hypothèse nulle que $\rho_{\eta_y \epsilon_y} = -1$ pour l'Allemagne, la France et l'Italie, le Royaume-Uni au seuil de 5%. L'existence d'une corrélation parfaitement négative qui ne peut être rejetée montre que l'hypothèse d'une corrélation nulle n'est pas pertinente. Cette corrélation négative entre les composantes permanentes et transitoire renforce l'intuition que la composante transitoire traduit l'ajustement de la série observée aux nouvelles valeurs d'équilibre du PIB réel. La corrélation négative s'apprécie plutôt dans le sens d'une causalité allant de la tendance au cycle. L'idée, originellement émise par Stock et Watson (1988) et reprise également par Morley *et al.* (2003) suite à leur résultats, consiste à interpréter la composante transitoire du PIB comme l'ajustement de la série observée aux mouvements de la tendance. Un choc positif pousse à la hausse la composante permanente du PIB réel laissant inchangé la série observée du PIB réel. Cet ajustement lent de la série observée conduit une composante transitoire négative car la composante transitoire représente la différence entre la série observée et la composante permanente.

De nombreuses explications existent pour tenter de comprendre pourquoi la série met du temps à s'ajuster aux chocs permanents qui façonnent la tendance de l'économie. Parmi les explications possibles de l'ajustement on trouve : l'existence de rigidités nominales et les délais de construction à la mise en place du nouveau capital.

Les explications reposant sur la présence de rigidités nominales proviennent de modèles VAR structurels comme celui de Blanchard et Quah (1989) ou de modèles nouveaux keynésiens tel que celui de Galí (1999). Dans ces modèles, en présence d'un choc d'offre (ou de productivité), la baisse des prix générée par la baisse du coût marginal ne va

intervenir qu'à moyen terme. A court terme, le choc d'offre va produire une baisse de la demande agrégée associée à une baisse de l'emploi et une hausse du chômage. Un *pattern* que l'on retrouve effectivement dans les corrélations entre les chocs permanents du PIB réel, et d'une part les chocs transitoires du PIB réel avec une corrélation $\rho_{\eta_y \epsilon_y}$ qui ressort de façon négative, et d'autre part les chocs transitoires sur le chômage où la corrélation $\rho_{\eta_y \epsilon_u}$ prend une valeur positive.

Une autre interprétation, inspirée de la théorie des cycles réels (*Real Business Cycles*), proposée par Morley (2007) est que face à un choc de technologie positif, le PIB réel ne s'ajuste pas immédiatement car cela prend du temps pour produire de nouveau capital. Kydland et Prescott (1982) défendent l'idée que l'existence de délais de constructions joue un rôle crucial pour expliquer les fluctuations du PIB réel. Ils proposent un modèle d'équilibre général où la production de nouveau capital s'effectue sur plusieurs périodes, de fait, l'ajustement du PIB réel n'est pas immédiat face aux chocs réels frappant l'économie. Un choc de productivité ou de technologie positif frappant l'économie fait augmenter le PIB potentiel. Une hausse du stock de capital est requise pour permettre la hausse du nombre de biens et services. L'ajustement de l'économie ne va pas être immédiat car cela nécessite de nouveaux investissements pour produire le nouveau stock de capital. Au fur et à mesure des investissements, l'économie va finir par se rapprocher de ses nouvelles valeurs d'équilibre. Dans ces deux interprétations, c'est un *pattern* que l'on retrouve effectivement dans les corrélations entre les chocs permanents et les chocs transitoires. La composante transitoire correspond tout simplement aux ajustements du PIB réel aux nouvelles valeurs d'équilibre.

3.3.3 La nature du “cycle” économique

Les estimations du modèle CIC soulignent que le PIB réel est fréquemment modifié par des chocs de nature permanente. Ces changements ne sont pas instantanément intégrés dans la série observée compte tenu de rigidités nominales ou de délais de construction. Une question qui survient concerne les délais de cet ajustement. Une mesure de l'ajustement consiste à regarder la somme des paramètres autorégressifs ϕ_{1y} et ϕ_{2y} de la composante transitoire du PIB réel dans le tableau 3.1. Les paramètres autorégressifs illustrent la dynamique de la composante transitoire. Cette mesure de l'ajustement varie selon les pays et va d'un minimum de 0,57 pour l'Italie à un maximum de 0,73 pour la France. Le processus AR(2) permet de simuler la durée de l'ajustement suite à un choc permanent. Il faut au moins 9 trimestres pour qu'un choc produise ses effets sur le PIB réel au Royaume-Uni et en Italie, 10 trimestres en France et 11 trimestres outre-Rhin. Pour l'ensemble des pays, les processus autorégressifs de la composante transitoire ont des racines complexes

suggérant que celle-ci prend la forme d'un cycle de nature périodique¹². Un résultat assez surprenant car la composante transitoire du PIB réel ne recouvre pas vraiment la notion du cycle économique fait d'une alternance de phases d'expansion et de récession. A l'aide de ces racines complexes, la durée moyenne du cycle du PIB réel est calculée selon :

$$T_0 = \frac{2\pi}{\cos^{-1}[a/2\sqrt{-b}]} \quad (3.7)$$

où T_0 correspond à la longueur moyenne du cycle exprimée en trimestres tandis que a et b sont les racines du polynôme associées au processus AR(2). Le cycle présente une longueur qui est relativement courte. L'Italie et le Royaume-Uni présentent un cycle d'une longueur de près de 10 trimestres, ce qui est équivalent à une durée de 2,4 ans. L'Allemagne présente une durée légèrement plus longue de son cycle : 14 trimestres soit 3,4 ans. La France, diffère grandement des autres pays avec une durée surprenante estimée à 13 années.

Il semble que le découpage expansion/récession proposé par l'ECRI ne s'accorde pas avec la durée moyenne du cycle de la composante transitoire. D'après le tableau 3.13 présenté en Annexe, la durée entre deux pics correspond à un nombre d'années qui demeure largement supérieur à deux années. Le découpage ECRI, proche de la méthodologie employée par le NBER pour calculer les récessions américaines, peut être vu comme un cycle des affaires ou "*business cycle*". Ce dernier se caractérise par de longues phases d'expansion interrompues par des phases courtes de récessions. A l'origine, ces découpages ne nécessitent pas de l'estimation d'une tendance, les phases de récession se caractérisant par des baisses du volume de production et de l'emploi. Mais une économie peut connaître des phases de ralentissement prolongés qui se traduisent, non par des réductions du niveau de la production, mais par une diminution du taux de croissance. De fait, l'économie peut enregistrer de périodes de profonds ralentissements pendant que l'activité continue à augmenter sous l'effet de la productivité et de la démographie croissante. D'où l'apparition d'un découpage "*growth cycle*" qui traduit mieux ces phases d'accélération et de décélération de l'activité autour d'une tendance croissante. Clairement, les récessions impliquent des ralentissements, mais tous les ralentissements n'impliquent pas des récessions. Les phases de "*growth cycle*" vont être plus nombreuses que les phases de "*business cycles*"¹³. La composante transitoire du PIB réel devrait s'apparier facilement avec découpage "*growth cycle*" tel que celui proposé par l'OCDE.¹⁴ Cependant, l'examen

12. Le modèle CIC ne requiert pas obligatoirement que le cycle soit périodique.

13. Pour une discussion plus approfondie et complète sur les différences entre les deux découpages, on pourra se référer à Zarnowitz et Ozyildirim (2006).

14. L'Organisation de Coopération et de Développement Economique (OCDE) propose un découpage "*growth cycle*" basé pour chacun des pays membres sur une batterie d'indicateurs macroéconomiques et

des graphiques dans la septième section montre cependant le modèle CIC ne permet pas un appariement correct entre le cycle de croissance¹⁵ et la composante transitoire du PIB réel.

3.4 La composante permanente du chômage

3.4.1 Estimation

Les estimations¹⁶ du taux de chômage présentées dans les graphiques 3.9 à 3.12 montrent que la composante permanente du taux de chômage est hautement variable et très analogue à la série observée¹⁷. L'essentiel des fluctuations du chômage semble provenir de changements permanents plutôt que de chocs transitoires. Les récessions sont associées à des hausses permanentes du taux de chômage plutôt qu'à des hausses temporaires. A la manière du PIB réel, l'écart-type de la composante permanente σ_{η_u} excède celui de la composante transitoire σ_{ϵ_u} et l'écart de la série du taux de chômage exprimée en différences premières. Le ratio $\sigma_{\eta_u}/\sigma_{\epsilon_u}$ demeure légèrement supérieur à l'unité pour nos quatre pays. Cependant, ces ratios demeurent beaucoup moins importants que pour le PIB réel.

3.4.2 Hystérèse en Europe

Le modèle CIC autorise une dépendance entre la tendance et le cycle par le biais d'une corrélation $\sigma_{\eta_u\epsilon_u}$ qui n'est pas contrainte à zéro. Le signe et la valeur de la corrélation autorisent à "tester" certaines théories macroéconomiques du marché du travail. Par exemple, l'existence de l'hystérèse¹⁸ sur les marchés du travail européens est une source de débat au sein de la communauté académique. Ce principe, présenté la première fois par Blanchard et Summers (1986), repose sur l'idée qu'un choc de nature temporaire sur le taux de chômage deviendra persistant et fera augmenter de manière permanente le taux de chômage. Pour expliquer le mécanisme de transmission, Blanchard et Summers mettent en avant deux canaux : un premier canal inspiré du modèle "*insiders/outsiders*" et un second

sectoriels.

15. Les zones grisées sur les graphiques correspondent aux phases de croissance inférieure à la croissance tendancielle enregistrées par l'OCDE.

16. Des estimations préliminaires ont montré que l'inclusion d'une constante dans la composante permanente du taux de chômage se révélait fortement non significative. De fait, la constante n'est pas incluse dans le modèle présenté. Il s'agit d'une marche aléatoire sans constante. La modélisation du taux de chômage sous la forme d'une simple marche aléatoire peut être douteuse pour les pays de l'Europe continentale.

17. Ces résultats rejoignent des travaux comme ceux de King et Morley (2007) qui montrent à l'aide d'un VAR trivarié (PIB réel, inflation, chômage) que le taux de chômage naturel présente autant de volatilité que la série observée.

18. Pour une présentation littérale de l'hystérèse, le lecteur intéressé pourra se référer à Gautié (2009).

canal basé sur le capital humain. Dans le modèle insiders-outsiders, l'hystérèse découle du mode de formation des salaires. Les *insiders*, les salariés en place dans l'entreprise, peuvent être indifférents aux sort des chômeurs, les *outsiders*. Après un choc temporaire négatif qui accroît le nombre d'outsiders, les *insiders* peuvent faire pression sur les employeurs pour réclamer des hausses de salaires réels. Des hausses qui se font au détriment d'un accroissement de l'emploi ce qui provoque une hausse durable du chômage. L'autre canal, basé sur le capital humain des salariés, montre qu'une augmentation temporaire du chômage va accroître la part des chômeurs de longue durée. Si ces derniers se découragent et recherchent de façon moins active un emploi, leur employabilité se dégrade au cours de temps rendant la hausse du chômage permanente. Enfin, un mécanisme évoqué également par Clark (1987, 1989), une baisse temporaire de l'activité réduit l'investissement des entreprises et à long terme le stock de capital du pays, ce qui pèse négativement sur la demande de travail des firmes. L'hystérèse implique une corrélation positive entre la composante permanente et transitoire du taux de chômage.

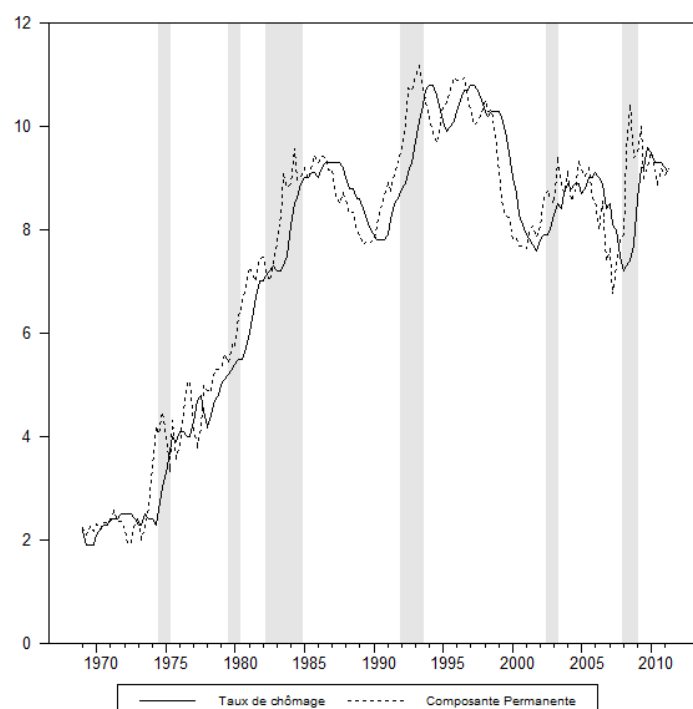
D'après les estimations du modèle CIC, cette corrélation se révèle négative et significativement différente de zéro. En effet, on obtient une corrélation très proche de -1 pour les quatre pays considérés. Pour valider la pertinence de cette hypothèse, un test du ratio de vraisemblance est effectué en comparant le modèle non contraint avec un modèle incluant la contrainte suivante : $\rho_{\eta_u \epsilon_u} = -1$. Si ces résultats sont comparés avec le modèle non contraint, le test du ratio de vraisemblance offre les résultats suivants : un ratio de 0,22 et une p-value de 0,64 pour la France, un ratio de 0,86 et une p-value de 0,35 pour l'Allemagne et un ratio de 0,28 et une p-value de 0,60 pour l'Italie. De fait, les estimations montrent que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle que les composantes transitoires et permanentes du taux de chômage soient parfaitement négativement corrélées¹⁹. La présence d'une corrélation négative entre la tendance et le cycle pour le taux de chômage de quatre grand pays européens peut s'interpréter comme une absence d'hystérèse. De plus, la lecture des graphiques montre que les mouvements de la composante permanente guident les mouvements du chômage observée. Une observation qui ne concorde pas du tout avec le principe de l'hystérèse. Au vu de ces résultats, nous choisissons tout de même de rester prudent sur cette interprétation car nous savons que le modèle CIC tend à donner une grande importance aux mouvements permanents et que ces modèles produisent des corrélations négatives entre les mouvements permanents et transitoires des séries observées. Par conséquent, la forte volatilité de la composante permanente du chômage observée sur les graphiques vient sans doute de la méthode employée dans ce chapitre.

19. Pour le Royaume-Uni, les estimations du modèle contraint restent délicates, néanmoins la corrélation estimée (-0,99) montre que la tendance et le cycle sont quasiment parfaitement corrélées.

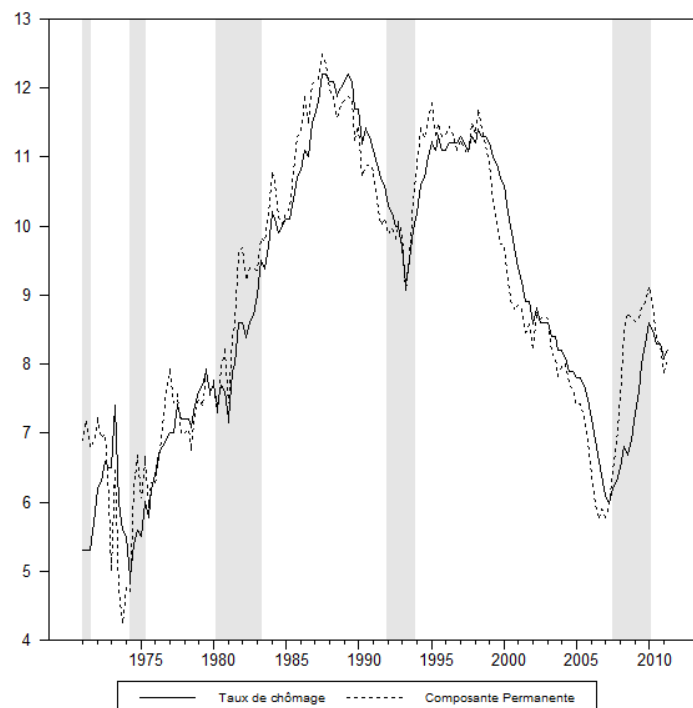
Graphique 3.9 – Chômage et Composante Permanente en Allemagne



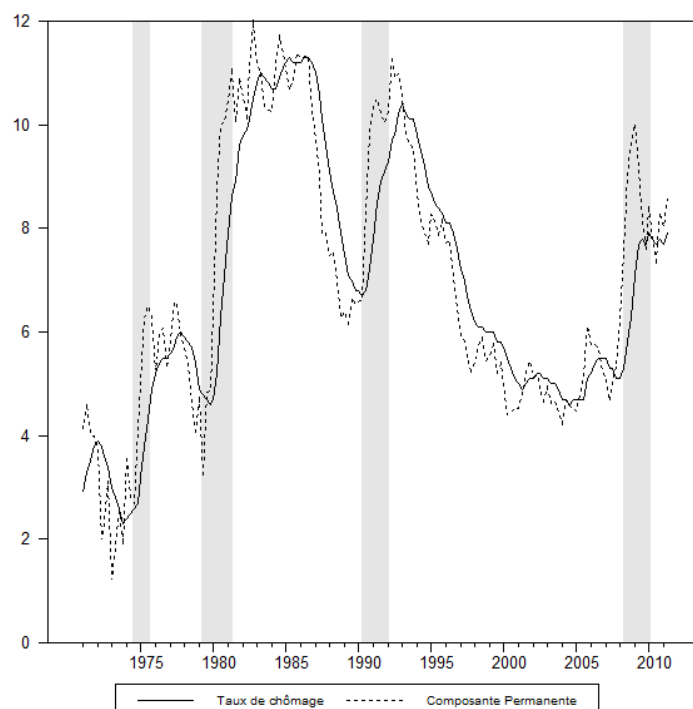
Graphique 3.10 – Chômage et Composante Permanente en France



Graphique 3.11 – Chômage et Composante Permanente en Italie



Graphique 3.12 – Chômage et Composante Permanente au Royaume-Uni



Berger (2011) conclue également à l'absence de corrélation positive en zone euro, suggérant que les effets d'hystérèse demeurent peu pertinents pour décrypter les fluctuations du taux de chômage dans la zone euro. En revanche, Pérez-Alonso et Di Sanzo (2011) prouvent la présence d'hystérèse dans le chômage français et italien dans un modèle à composantes inobservées asymétrique.

La corrélation négative du taux de chômage, de la même façon que pour le PIB réel, peut être interprétée dans le sens d'une relation causale où la série observée ne s'ajuste pas immédiatement aux chocs permanents. Comment interpréter ici les difficultés de l'ajustement aux chocs ? Comme pour le PIB réel, cette corrélation négative peut s'expliquer par la présence de rigidités nominales où un choc de technologie positif réduit l'emploi du facteur travail à court terme. On peut aussi se référer à l'analyse de Black (1987) qui construit un modèle de cycles réels avec l'introduction de plusieurs secteurs productifs. Dans ce modèle théorique, l'existence de plusieurs secteurs est primordiale car elle permet de mettre en lumière les ressorts du chômage. Black pose comme hypothèse que dans chaque secteur, le capital humain comme physique atteint un degré élevé de spécialisation. Les chocs de technologie et de productivité frappant l'économie vont requérir des déplacements en travail et en capital des secteurs en déclin vers les secteurs en expansion. Comme chaque secteur est spécialisé, l'ajustement entre secteurs n'est pas immédiat. Le capital humain des travailleurs des secteurs en déclin n'étant pas forcément valorisable et transférable dans les secteurs en expansion. Un *pattern* qui apparaît en conformité avec les résultats du modèle CIC.

3.4.3 La lenteur de l'ajustement

En reprenant les éléments de base de la théorie des cycles réels, l'ajustement prend essentiellement sa source pour le PIB réel dans les délais de construction du capital physique et pour le chômage dans le degré de spécificité de chaque secteur en capital humain. L'ajustement du PIB réel et du chômage est-il identique en termes de durée ? Une observation des paramètres autorégressifs de la composante transitoire du taux de chômage indique que non. Pour l'ensemble des quatre pays, il ressort que la persistance, mesurée par la somme des paramètres autorégressifs, demeure plus élevée pour le chômage. L'ajustement aux nouvelles valeurs d'équilibre du taux de chômage prend plus de temps que l'ajustement observé sur le marché des biens et services. Un résultat qui reste robuste, à l'exception notable de la France, en tenant compte également des intervalles de confiance à 95% des paramètres autorégressifs. Cet ajustement représente seulement 10 trimestres pour la France contre 20 trimestres pour l'Allemagne et l'Italie et 18 trimestres pour le Royaume-Uni.

On se demande si la composante transitoire du chômage dispose elle aussi d'un cycle de

nature périodique. Le processus AR(2) du chômage transitoire ne dispose pas de racines complexes en Allemagne, Italie et Royaume-Uni. La composante transitoire prend plus la forme d'un ajustement monotone aux valeurs d'équilibre plutôt que des fluctuations sinusoïdales. Seule la France²⁰ possède des racines complexes dans son processus autorégressif. D'après nos calculs, la durée moyenne du cycle atteint plus de 23 trimestres, ce qui correspond à environ 5,8 années. Une durée de cycle qui est nettement moins longue que pour le PIB réel.

3.5 Les corrélations reliant le PIB réel et le chômage

3.5.1 La loi d'Okun

La corrélation $\rho_{\epsilon_y \epsilon_u}$ reliant les composantes transitoire du PIB réel et du chômage est examinée dans un premier temps. La valeur de ces corrélations est présentée dans le tableau 3.1. Ces corrélations sont dans l'ensemble négatives confirmant bien l'intuition d'une relation négative entre les composantes transitoires du PIB réel et du chômage. Néanmoins, la corrélation ne présente pas la même importance selon les pays. Effectivement, le Royaume-Uni enregistre une corrélation élevée (-0,96) proche de celle trouvée par Sinclair pour les Etats-Unis (-0,98), plus basse en valeur absolue pour la France et l'Italie (-0,68 et -0,66) et très faible en Allemagne (-0,22) où elle ressort non significative. Une interprétation usuelle pour expliquer l'hétérogénéité des corrélations, similaire à celle de Moosa (1997) et de Sögner et Stiassny (2002), repose sur l'interprétation en terme de flexibilité ou de rigidité du marché du travail. Le degré de flexibilité du marché du travail tend à se refléter dans la valeur des corrélations $\rho_{\epsilon_y \epsilon_u}$: forte dans les pays anglo-saxons et relativement faible dans les autres pays. L'Allemagne surgit comme un cas particulier où malgré un indice EPL similaire à celui de la France et l'Italie, la corrélation est trois fois moins élevée par rapport à ces deux pays.

Afin de comparer ces corrélations avec les coefficients d'Okun issus de la littérature, la méthodologie proposée par Sinclair (2009) est reprise afin de calculer les coefficients d'Okun propres à chaque pays. L'estimation s'effectue de la façon suivante :

$$c_{yt} \equiv y_t - \tau_{yt}$$

$$c_{ut} \equiv u_t - \tau_{ut}$$

20. La France est le seul pays parmi les quatre à avoir un cycle qui soit périodique à la fois pour le taux de chômage et le PIB réel.

$$c_{yt} = \alpha c_{ut} + v_t \quad (3.8)$$

où v_t représente une variable aléatoire distribuée selon une loi Normale capturant le terme d'erreur, tandis que α représente le coefficient d'Okun associé aux mouvements transitoires du chômage et du PIB réel qu'on s'attend à trouver négatif ($\alpha < 0$). Okun (1962) trouvait un coefficient d'environ 3 pour l'économie américaine ; un chiffre qui, d'après Freeman (2001), a évolué pour atteindre aujourd'hui 2.

Afin de comparer ces résultats avec les autres coefficients issus de la littérature, il faut s'assurer que les composantes transitoires du PIB réel et du chômage réagissent de manière homogène aux chocs sur leurs innovations respectives. Cela revient à tester l'hypothèse que les paramètres autorégressifs sont les mêmes pour la composante transitoire du PIB réel et du taux de chômage. Cette démarche consiste à comparer les paramètres autorégressifs ϕ_1 et ϕ_2 du processus AR(2) du PIB réel et du chômage. Le modèle CIC est réestimé en imposant les deux restrictions suivantes : $\phi_{1y} = \phi_{1u}$ et $\phi_{2y} = \phi_{2u}$. En comparant cette estimation avec le modèle non contraint, les valeurs du test du ratio de vraisemblance avec deux restrictions sont les suivantes : 1,15 et une p-value de 0,56 pour la France, 1,96 et une p-value de 0,37 pour l'Allemagne, 1,37 et une p-value de 0,50 pour l'Italie et un ratio de 4,31 et une p-value de 0,12 pour le Royaume-Uni. Ces résultats montrent que l'on ne peut rejeter l'hypothèse nulle que $\phi_{1y} = \phi_{1u}$ et $\phi_{2y} = \phi_{2u}$ pour nos quatre pays. La faible p-value du Royaume-Uni appelle à la prudence pour l'interprétation du coefficient. Les composantes transitoires du PIB réel et du chômage sont remplacés par leurs innovations respectives de la façon suivante :

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2) c_{ut} = \epsilon_{ut}$$

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2) c_{yt} = \epsilon_{yt}$$

$$\epsilon_{yt} = \alpha \epsilon_{ut} + (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2) v_t \quad (3.9)$$

où L correspond à l'opérateur retard. Utiliser les innovations pour estimer le coefficient d'Okun est similaire à Blanchard (1989) qui le calcule à l'aide de la forme réduite d'un modèle VAR²¹. Cette façon d'estimer la loi d'Okun diffère des méthodes traditionnelles

21. Blanchard (1989) estime une relation d'Okun sous la forme suivante : $\epsilon_{ut} = \alpha \epsilon_{yt} + v_t$. Dans son modèle, Blanchard cherche à mettre en adéquation la réaction de variables macroéconomiques (PIB réel, taux de chômage, déflateur du PIB, salaire nominal et masse monétaire) face à des chocs de demande et d'offre pour tester la théorie keynésienne standard.

qui consiste à régresser le PIB réel sur le chômage à l'aide de série “détrendées” par un filtre statistique ou en “différences premières”. Pour déterminer la valeur du coefficient d'Okun α , il faut supposer que les innovations sont des variables distribuées autour d'une loi Normale de moyenne zéro. Les deux membres de l'équation (3.9) sont multipliés par ϵ_{ut} et par l'opérateur Espérance :

$$\epsilon_{ut}\epsilon_{yt} = \alpha\epsilon_{ut}\epsilon_{ut} + \epsilon_{ut}\nu_t \quad (3.10)$$

$$E(\epsilon_{ut}\epsilon_{yt}) = \alpha E(\epsilon_{ut}\epsilon_{ut}) + \epsilon_{ut}\nu_t \quad (3.11)$$

où E représente l'opérateur Espérance. Le coefficient d'Okun va correspondre à : $\alpha = \sigma_{\epsilon_y\epsilon_u}/\sigma_{\epsilon_u}^2$ ou encore : $\alpha = \rho_{\epsilon_y\epsilon_u}\sigma_{\epsilon_y}/\sigma_{\epsilon_u}$.

Tableau 3.2 – Estimation des coefficients d'Okun

	Allemagne	France	Italie	R-U
Modèle CIC : α	-0,22 (0,14)	-1,93 (0,59)	-2,19 (0,73)	-0,89 (0,24)
Modèle CIC : β	-1,35 (0,21)	-1,82 (0,59)	-0,92 (0,39)	-1,44 (0,19)
Filtre Hodrick-Prescott	-1,78 (0,14)	-1,66 (0,14)	-0,85 (0,26)	-1,44 (0,13)
Filtre Baxter-King	-1,86 (0,14)	-1,72 (0,14)	-1,14 (0,26)	-1,46 (0,13)
Différences premières	-1,32 (0,29)	-0,52 (0,29)	-0,21 (0,28)	-1,18 (0,29)

Note : Les écarts-types des coefficients sont donnés entre parenthèses.

Les estimations des coefficients d'Okun, présentées dans le tableau 3.2, offrent des résultats différents selon les pays et confirment l'hétérogénéité des corrélations. En France, une diminution de 1% du chômage transitoire est accompagné par une hausse de 1,9% du PIB transitoire, en Italie, cette hausse se révèle encore plus forte et atteint environ 2,2%²². Ces estimations contrastent fortement avec les coefficients nettement plus faibles

22. L'autre coefficient d'Okun aussi utilisé $\lambda = \rho_{\epsilon_y\epsilon_u}\sigma_{\epsilon_u}/\sigma_{\epsilon_y}$ mesure quant à lui l'impact du PIB

trouvés pour le Royaume-Uni : -0,89 et l'Allemagne : -0,20. En d'autres mots, outre-Rhin, une baisse de 1% du chômage transitoire correspond à une hausse de seulement 0,2% de la composante transitoire du PIB réel. En résumé, ces résultats soulignent que l'Italie et la France possèdent un coefficient proche de celui qui généralement trouvé dans la littérature. La France et l'Italie semblent être caractérisées par une relation d'Okun "traditionnelle" où les mouvements du PIB réel sont plus forts que les mouvements de l'emploi²³.

En Allemagne, avec une p-value de 0,13, le coefficient d'Okun ne ressort pas significativement différent de zéro, confirmant ainsi la corrélation $\rho_{\epsilon_y \epsilon_u}$ non significative trouvée auparavant. Pour approfondir cette analyse, un modèle contraint incluant l'hypothèse nulle $\rho_{\epsilon_y \epsilon_u} = 0$ est estimée. En comparant ce modèle avec le modèle non contraint à l'aide d'un test de ratio de vraisemblance, on obtient une statistique de 0,49 et une p-value de 0,48. Ces résultats conduisent à un non rejet de l'hypothèse nulle. Les autres paramètres du modèle contraint demeurent robustes à cette restriction. L'absence de relation d'Okun "traditionnelle" outre-Rhin rentre en contradiction avec les estimations réalisées avec les filtres HP et Baxter-King. Le Royaume-Uni, avec un coefficient de -0,89, apparaît comme un cas intermédiaire entre d'un côté l'Allemagne et de l'autre côté la France et l'Italie. En résumé, la France et l'Italie ressortent comme des économies où les chocs transitoires font varier le PIB réel et le taux de chômage dans des directions opposées conformément à l'interprétation habituelle de la loi d'Okun.

3.5.2 Corrélations permanentes du PIB réel et du chômage

Après l'estimation du coefficient d'Okun "traditionnel", la relation entre les composantes permanentes du PIB réel et du taux de chômage est étudiée. Une première étape consiste à examiner la corrélation $\rho_{\eta_y \eta_u}$ pour les quatre pays. Les quatre corrélations ressortent significatives avec des valeurs négatives et fortes en Allemagne, en France et au Royaume-Uni. En revanche, pour l'Italie, la corrélation demeure faible et moins élevée en valeur absolue que la corrélation reliant les composantes transitoires. A partir de ces corrélations, le coefficient d'Okun reliant les innovations permanentes du PIB réel et du chômage est calculé comme :

réel sur le chômage. Notons que ce coefficient λ va se trouver être différent de $1/\alpha$ si les composantes conjoncturelles du PIB réel et du chômage ne sont pas parfaitement corrélées, voir à ce sujet la discussion dans Plosser et Schwert (1979). Par exemple, pour le cas de la France, nous obtenons un coefficient $\lambda = -0,24(0,07)$ bien différent de l'inverse du coefficient α qui est de -0,52. En effet, imposer la restriction $\rho_{\epsilon_y \epsilon_u} = -1$ entraîne une estimation où la logvraisemblance est égal à -42,11. Ce qui implique un ratio du test de vraisemblance de 5,61. Avec une restriction, cela donne une p-value de 0,02, nous pouvons donc rejeter l'hypothèse nulle que les composantes transitoires du PIB et du chômage sont parfaitement négativement corrélées pour la France.

23. La loi d'Okun implique que, compte tenu du *labour hoarding*, les variations du PIB réel ne sont pas entièrement réparties sur l'emploi et les heures travaillées. On peut se référer au précédent chapitre pour plus de détail.

$$\tau_{yt} = \beta \tau_{ut} + v_t \quad (3.12)$$

où β va correspondre au coefficient d’Okun “permanent”. De la même manière que le coefficient d’Okun α est identifié par $\alpha = \rho_{\epsilon_y \epsilon_u} \sigma_{\epsilon_y} / \sigma_{\epsilon_u}$, le coefficient d’Okun permanent vaut $\beta = \rho_{\eta_y \eta_u} \sigma_{\eta_y} / \sigma_{\eta_u}$ ²⁴. L’Allemagne présente un coefficient d’Okun permanent qui est plus élevé en valeur absolue, en tenant compte des intervalles de confiance à 95%, que le coefficient d’Okun traditionnel²⁵. Le modèle CIC montre que l’essentiel des mouvements du PIB réel et du taux de chômage est attribuable à la composante permanente outre-Rhin. Concernant la France, les coefficients d’Okun transitoire et permanent demeurent relativement voisins comme c’était déjà le cas pour les corrélations.

L’ampleur du coefficient β suggèrent que les composantes permanentes du PIB réel et du chômage sont négativement reliées. On peut imaginer, par exemple, qu’une réduction durable du taux de chômage par un meilleur appariement entre demandeurs et offreurs de travail va impacter la croissance de long terme de l’économie. En offrant à l’économie une plus grande quantité de travail à terme, la réduction du taux de chômage va générer des incitations durables à investir pour les entreprises dans le stock de capital et la technologie permettant de pousser à la hausse le PIB réel. Il convient de noter que ce résultat provient sans doute de la méthode employée dans cette étude qui tend à donner une forte importance aux mouvements permanents.

3.6 Robustesse des résultats

3.6.1 La sensibilité des résultats à la “Grande Récession”

D’après les datations des pics et creux réalisés par l’ECRI, les quatre pays ont connu une récession majeure à partir de 2007-2008. L’Italie est frappée la première, la phase d’expansion atteint son pic durant le mois d’août 2007, tandis que le pic apparaît plus tardivement en Allemagne au mois de mai 2008. La récession se termine plus tôt en Allemagne et en France, où l’ECRI indique respectivement un creux au mois de janvier et février 2009 ; tandis que pour l’Italie et le Royaume-Uni, le creux est atteint seulement au mois de janvier 2010. A la manière de Mitra et Sinclair (2012), l’idée de cette démarche

24. Le coefficient estimé pour le Royaume-Uni est très proche d’autres résultats précédemment trouvés dans la littérature. Freeman (2001), dans un modèle à équations simultanées estimées à l’aide de la méthode SUR (Seemingly Unrelated Regressions), trouve en données annuelles un coefficient de -1,3. Attfield et Silverstone (1998) obtiennent un coefficient de -1,4 à l’aide d’un modèle où le PIB réel et le taux de chômage sont cointégrés.

25. Le coefficient d’Okun structurel de l’Allemagne et du Royaume-Uni se trouvent être plus en accord avec les coefficients estimés à l’aide des filtre HP et band-pass.

consiste à évaluer l'impact de la “Grande Récession” sur les résultats. Le modèle est réestimé en utilisant des données jusqu'en 2007 pour s'assurer que la “Grande Récession” n'altère pas nos principaux résultats. Les estimations des paramètres et des corrélations correspondantes sont présentées dans le tableau 3.3.

De manière qualitative les résultats exposés dans le tableau 3.3 restent inchangés par rapport aux estimations incluant les observations de la “Grande Récession”. Il ressort que la composante permanente capte en grande partie les fluctuations du PIB réel. L'examen des ratios montre que pour l'Allemagne, l'Italie et le Royaume-Uni, l'écart-type de la composante permanente excède largement l'écart-type de la composante transitoire. Les ratios $\sigma_{\eta_y}/\sigma_{\epsilon_y}$ restent inchangés pour la France et le Royaume-Uni, tandis que pour l'Allemagne le ratio augmente et passe de 2,2 à 3,18 soulignant, là encore, la primauté des chocs permanents. Le ratio de l'économie italienne augmente de 1,16 à 1,93. Néanmoins, l'écart-type de la composante transitoire est plus élevé dans les estimations incluant la “Grande Récession”. Surtout, les corrélations entre la tendance et le cycle ressortent toujours négativement corrélées apportant un support aux théories où le cycle représente les ajustements de la série observée aux nouvelles valeurs d'équilibre.

Tableau 3.3 – Estimation par maximum de vraisemblance du modèle CIC avant la “Grande Récession”

	Paramètre	Allemagne	France	Italie	R-U
Log vraisemblance		-160,27	-17,59	-161,17	-113,34
PIB réel					
Ecart-type de la composante permanente	σ_{η_y}	1,23 (0,18)	1,27 (0,04)	0,85 (0,13)	1,21 (0,05)
Ecart-type de la composante transitoire	σ_{ϵ_y}	0,35 (0,18)	1,08 (0,04)	0,44 (0,20)	0,59 (0,03)
Corrélation entre les composantes	$\rho_{\eta_y \epsilon_y}$	-0,98 (0,00)	-0,98 (0,00)	-0,99 (0,00)	-0,74 (0,04)
Constante	μ_y	0,63 (0,07)	0,67 (0,08)	0,56 (0,07)	0,62 (0,05)
Premier paramètre AR	ϕ_{1y}	1,09 (0,11)	0,95 (0,03)	1,46 (0,13)	1,23 (0,05)
Second paramètre AR	ϕ_{2y}	-0,40 (0,14)	-0,25 (0,02)	-0,81 (0,11)	-0,39 (0,04)
Somme des paramètres	$\phi_{1y} + \phi_{2y}$	0,69 (0,04)	0,70 (0,03)	0,65 (0,05)	0,83 (0,04)
Taux de chômage					
Ecart-type de la composante permanente	σ_{η_u}	0,59 (0,10)	0,47 (0,04)	0,68 (0,15)	0,93 (0,05)
Ecart-type de la composante transitoire	σ_{ϵ_u}	0,61 (0,09)	0,46 (0,04)	0,55 (0,16)	0,86 (0,04)
Corrélation entre les composantes	$\rho_{\eta_u \epsilon_u}$	-0,98 (0,00)	-0,97 (0,00)	-0,96 (0,00)	-0,99 (0,00)
Premier paramètre AR	ϕ_{1u}	0,74 (0,08)	0,97 (0,10)	1,18 (0,09)	0,86 (0,02)
Second paramètre AR	ϕ_{2u}	-0,04 (0,02)	-0,20 (0,09)	-0,28 (0,11)	-0,04 (0,01)
Somme des paramètres	$\phi_{1u} + \phi_{2u}$	0,69 (0,08)	0,76 (0,04)	0,90 (0,03)	0,83 (0,01)
Corrélations PIB réel/Chômage					
PIB permanent/Chômage permanent	$\rho_{\eta_y \eta_u}$	-0,73 (0,09)	-0,56 (0,06)	-0,37 (0,17)	-0,88 (0,03)
PIB transitoire/Chômage transitoire	$\rho_{\epsilon_y \epsilon_u}$	-0,55 (0,31)	-0,57 (0,06)	-0,88 (0,39)	-0,72 (0,09)
PIB transitoire/Chômage permanent	$\rho_{\epsilon_y \eta_u}$	0,61 (0,30)	0,50 (0,07)	0,85 (0,36)	0,52 (0,07)
PIB permanent/Chômage transitoire	$\rho_{\eta_y \epsilon_u}$	0,56 (0,11)	0,64 (0,05)	0,44 (0,21)	0,98 (0,05)

Note : Les écarts-types des paramètres et des corrélations sont données entre parenthèses.

Enfin, les constantes μ_y indiquent que les taux de croissance demeurent légèrement supérieur à 2% dans les quatre économies étudiées. Des taux de croissance qui sont supérieurs au modèle CIC incluant les observations associées à la “Grande Récession”.

Les écarts-types de la composante permanente et transitoire du chômage demeurent relativement similaires. La “Grande Récession” ne remet pas en cause la corrélation négative observée entre la tendance et le cycle. Les paramètres autorégressifs du chômage continuent à demeurer supérieurs à ceux du PIB réel. L’ajustement aux chocs permanents frappant le marché du travail est plus lent que sur celui des biens et services.

Concernant les corrélations PIB réel/chômage, on ne trouve pas de différences notables par rapport à nos estimations incluant la “Grande Récession”. Prenons le cas de la corrélation $\rho_{\eta_y \epsilon_u}$ qui d’après notre modèle CIC ne ressortait pas de manière significative pour l’Allemagne. D’après les estimations du modèle CIC, la corrélation est plus élevée en valeur absolue (-0,55) que dans la première estimation (-0,22). Néanmoins, celle-ci ne ressort pas de manière significative et à en juger par un test du ratio de vraisemblance, l’hypothèse nulle $\rho_{\eta_y \epsilon_u} = 0$ n’est pas rejetée. Cette baisse en valeur absolue de la corrélation peut sans doute s’expliquer par la grande résilience du marché du travail allemand au cours de la “Grande Récession”²⁶. Enfin, les corrélations $\rho_{\eta_y \eta_u}$ associées à chaque pays ne sont pas fondamentalement différentes et sont globalement les mêmes que dans le tableau 1. La “Grande Récession” a peu influé sur la corrélation entre les composantes permanentes du PIB réel et du chômage.

3.6.2 Sensibilité aux rythmes de croissance

Dans cette section, à la suite des travaux de Perron et Wada (2009), un changement structurel est introduit dans la composante permanente du PIB réel. Perron et Wada reprennent le modèle exposé par Morley *et al.* (2003) et contestent les conclusions tirées par les auteurs. Les résultats de Morley *et al.* peuvent se résumer en trois points. Premier point : les fluctuations du PIB réel sont dominées par les mouvements de la tendance. Second point : la corrélation négative entre la tendance et le cycle vient valider des modèles théoriques de type nouveaux keynésiens ou de cycles réels. Troisième point : le cycle n’est pas en adéquation avec les phases d’expansion et de récession décrites par le NBER. Perron et Wada prouvent que le modèle CIC souffre à l’origine d’une mauvaise spécification dans sa construction. D’après eux, les résultats trouvés par Morley *et al.* (2003) sont en partie artificiellement créés par l’absence d’une variable capturant un changement structurel dans le taux de croissance du PIB réel en 1973. Si on tient compte du ralentissement

26. Le second chapitre présente les mesures prises par les autorités allemandes pour freiner la hausse du chômage durant cet épisode.

de la croissance intervenu en 1973, la tendance devient non-stochastique²⁷, le cycle s'ajuste mieux avec le découpage expansion/récession du NBER et la corrélation négative disparaît. La prise en compte d'un éventuel changement structurel dans la croissance du PIB réel des économies européennes devient fondamentale pour affirmer la robustesse de nos résultats.

Afin de détecter une éventuelle rupture dans le taux de croissance du PIB réel, le test de Bai et Perron (1998, 2003) à changements structurels multiples est employé à cette fin sur la variable Δy_t . La première étape du test consiste à déterminer le nombre de ruptures. La statistique $\text{SupFT}(k)$ ²⁸ identifie le nombre de ruptures qui sont significatives. Pour l'Allemagne et le Royaume-Uni, cette statistique ne ressort pas de manière significative. En revanche, pour la France et l'Italie, cette statistique est respectivement significative pour 3 ruptures et 5 ruptures. La procédure séquentielle, par la statistique $\text{SupFT}(2|1)$, n'est cependant pas significative dans ces deux pays. Une seule rupture est présente dans la croissance du PIB réel en France et en Italie. Le test Bai et Perron indique une date de rupture en France : 1979T2 et en Italie : 1989T1. Enfin, si le test de Bai et Perron échoue à détecter une rupture dans la croissance du PIB réel outre-Rhin, en revanche, le test de racine unitaire Zivot et Andrews indique la présence d'un changement structurel significatif en Allemagne en 1990T1. Un changement structurel est introduit dans ces trois pays aux dates de rupture propres à chaque pays. Par conséquent, le dérive de la composante permanente du PIB réel prend la valeur μ_{1y} avant la date de rupture, et μ_{2y} après. Les estimations du modèle CIC avec changement structurel sont présentées dans le tableau 3.8.

Tableau 3.4 – Changement structurel dans le PIB en Allemagne

BIC	LWZ	Sup FT(1)	Sup FT(2)	Sup FT(3)	Sup FT(4)	Sup FT(5)
1	0	7,17	4,63	4,09	3,13	2,47
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4)			
2,08	2,97	0,35	-0,01			

Note : Le nombre maximum de ruptures est fixé à 5. * indique un niveau de significativité à 5%. Les valeurs critiques pour le seuil de 5% sont prises dans la table fournie par Bai et Perron (1998). Les critères BIC et LWZ indiquent le nombre de ruptures.

27. La fréquence des chocs permanents frappant le PIB réel est un débat récurrent en macroéconomie appliquée. Perron (1989) montre que le PIB réel est soumis à des chocs relativement rares sur la tendance et conteste les résultats de Nelson et Plosser (1982). Ces derniers montrent que le PIB réel possède une tendance stochastique qui implique que la série est frappée régulièrement par des chocs sur la tendance. En introduisant un changement structurel, Perron montre que le PIB réel suit une tendance déterministe, les chocs qui frappent la tendance étant relativement rares.

28. Où k correspond au nombre de ruptures, ici k varie de 1 à 5.

Tableau 3.5 – Changement structurel dans le PIB en Italie

BIC	LWZ	Sup FT(1)	Sup FT(2)	Sup FT(3)	Sup FT(4)	Sup FT(5)
1	1	16,32*	11,91*	8,25*	6,11	4,50
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4)			
7,00	1,06	0,03	-1,42			

Note : Le nombre maximum de ruptures est fixé à 5. * indique un niveau de significativité à 5%. Les valeurs critiques pour le seuil de 5% sont prises dans la table fournie par Bai et Perron (1998). Les critères BIC et LWZ indiquent le nombre de ruptures.

Tableau 3.6 – Changement structurel dans le PIB en Royaume-Uni

BIC	LWZ	Sup FT(1)	Sup FT(2)	Sup FT(3)	Sup FT(4)	Sup FT(5)
1	0	5,14	4,50	3,62	3,62	2,34
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4)			
3,81	1,86	3,52	-2,59			

Note : Le nombre maximum de ruptures est fixé à 5. * indique un niveau de significativité à 5%. Les valeurs critiques pour le seuil de 5% sont prises dans la table fournie par Bai et Perron (1998). Les critères BIC et LWZ indiquent le nombre de ruptures.

Tableau 3.7 – Changement structurel dans le PIB en France

BIC	LWZ	Sup FT(1)	Sup FT(2)	Sup FT(3)	Sup FT(4)	Sup FT(5)
1	1	37,00*	22,36*	16,00*	12,57*	10,04*
Sup F(2 1)	Sup F(3 2)	Sup F(4 3)	Sup F(5 4)			
6,69	3,00	2,23	0,40			

Note : Le nombre maximum de ruptures est fixé à 5. * indique un niveau de significativité à 5%. Les valeurs critiques pour le seuil de 5% sont prises dans la table fournie par Bai et Perron (1998). Les critères BIC et LWZ indiquent le nombre de ruptures.

Tableau 3.8 – Estimation par maximum de vraisemblance du modèle CIC avec changement structurel dans le PIB réel

	Paramètre	Allemagne	France	Italie
Log vraisemblance				
		-197,52	-32,97	-178,68
PIB réel				
Ecart-type de la composante structurelle	σ_{η_y}	1,29 (0,17)	1,00 (0,08)	0,91 (0,10)
Ecart-type de la composante conjoncturelle	σ_{ϵ_y}	0,46 (0,35)	0,83 (0,10)	0,54 (0,09)
Corrélation entre les composantes	$\rho_{\eta_y \epsilon_y}$	-0,82 (0,17)	-0,97 (0,03)	-0,98 (0,13)
Constante avant rupture	μ_{1y}	0,74 (0,12)	1,10 (0,10)	0,86 (0,08)
Constante après rupture	μ_{2y}	0,37 (0,09)	0,51 (0,06)	0,19 (0,08)
Premier paramètre AR	ϕ_{1y}	0,99 (0,19)	1,02 (0,16)	1,47 (0,05)
Second paramètre AR	ϕ_{2y}	-0,37 (0,13)	-0,38 (0,11)	-0,78 (0,04)
Somme des paramètres	$\phi_{1y} + \phi_{2y}$	0,63 (0,12)	0,64 (0,07)	0,68 (0,04)
Taux de chômage				
Ecart-type de la composante structurelle	σ_{η_u}	0,64 (0,11)	0,44 (0,06)	0,43 (0,02)
Ecart-type de la composante conjoncturelle	σ_{ϵ_u}	0,59 (0,18)	0,41 (0,06)	0,28 (0,02)
Corrélation entre les composantes	$\rho_{\eta_u \epsilon_u}$	-0,96 (0,03)	-0,98 (0,03)	-0,94 (0,03)
Premier paramètre AR	ϕ_{1u}	0,76 (0,07)	1,09 (0,14)	1,35 (0,05)
Second paramètre AR	ϕ_{2u}	-0,03 (0,04)	-0,33 (0,11)	-0,52 (0,04)
Somme des paramètres	$\phi_{1u} + \phi_{2u}$	0,73 (0,07)	0,76 (0,05)	0,83 (0,02)
Corrélations PIB réel/Chômage				
PIB structurel/Chômage structurel	$\rho_{\eta_y \eta_u}$	-0,70 (0,10)	-0,76 (0,08)	-0,63 (0,09)
PIB conjoncturel/Chômage conjoncturel	$\rho_{\epsilon_y \epsilon_u}$	-0,29 (0,39)	-0,83 (0,07)	-0,99 (0,00)
PIB conjoncturel/Chômage structurel	$\rho_{\epsilon_y \eta_u}$	0,31 (0,40)	0,81 (0,10)	0,99 (0,06)
PIB structurel/Chômage conjoncturel	$\rho_{\eta_y \epsilon_u}$	0,58 (0,20)	0,83 (0,07)	0,89 (0,14)

Note : Les écarts-types des paramètres et des corrélations sont données entre parenthèses.

L'examen des résultats du tableau 3.8 montre que l'introduction d'une rupture dans la croissance du PIB réel améliore grandement la qualité du modèle pour les trois pays. La variable muette associée au changement structurel est significative dans les estimations. Un test du ratio de log vraisemblance conclut à la supériorité du modèle avec changement structurel sur le modèle de base. Les trois pays présentent une baisse de taux de croissance du PIB réel qui intervient à des dates différentes. Sur la période 1970-1979, l'économie française se caractérise par un taux de croissance moyen annuel de l'ordre de 4,41%, puis on observe une diminution de ce taux à partir de l'année 1979. A partir de cette date, le taux de croissance moyen s'établit désormais à environ 2,05%. Un décrochage de la croissance qui est en lien avec de nombreux travaux qui montrent l'existence d'un ralentissement de la productivité dans les pays industrialisés à cette période. L'Allemagne et l'Italie présentent, quant à eux, une baisse de la croissance qui intervient une décennie plus tard par rapport à la France.

Entre 1970 et 1989, l'Italie enregistre un taux de croissance 3,42%. A partir de début des années 90 et jusqu'à aujourd'hui, l'Italie présente une croissance particulièrement faible de l'ordre de 0,75% en moyenne chaque année. Un déficit de croissance qui révèle de nombreux problèmes en termes de compétitivité et de productivité²⁹.

Enfin, l'Allemagne enregistre, de son côté, une baisse de la croissance à partir de l'année 1990. Entre 1969 et 1990, le taux de croissance annuel moyen est de 2,96%. A partir du choc lié à la réunification, l'Allemagne voit sa croissance chuter pour atteindre en moyenne 1,48% chaque année. L'absorption d'un pays planifié : la République démocratique allemande (RDA) (économie communiste) par la République fédérale allemande (RFA) a entraîné un ralentissement majeur de la croissance. Une baisse de croissance qui se révèle toutefois moins violente qu'en Italie.

D'après Perron et Wada (2009) pour les Etats-Unis et Basistha (2007) pour le Canada, l'introduction d'un changement structurel dans la constante μ_y rend la tendance du PIB réel non stochastique. En se basant sur la comparaison avec le modèle sans changement structurel, la composante permanente du PIB réel demeure toujours supérieure à la composante transitoire aux niveaux des écarts-types. Il en est de même pour le taux de chômage³⁰. De fait, le modèle CIC avec rupture continue à laisser un rôle primordial aux chocs permanents³¹. Les corrélations entre les composantes permanentes et transi-

29. Un article de 2011 de The Economist : "*For ever espresso : Why Italy is not growing*" revient sur le déficit en croissance de la péninsule italienne. L'article pointe du doigt notamment la réglementation excessive, la propriété familiale qui empêche l'augmentation en taille des entreprises, l'évasion fiscale engendrée par le travail au noir et le vieillissement de la population active.

30. L'inspection visuelle de la tendance du PIB réel et du chômage montre que la tendance reste stochastique.

31. En Allemagne le test ZA sur le PIB réel rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire en faveur d'une série stationnaire en tendance avec une rupture en 1990. Le modèle CIC avec changement structurel plaide plutôt en Allemagne pour la présence importante de chocs permanents.

toires du PIB réel et du chômage continuent à être négativement corrélées comme dans le modèle de base.

3.6.3 Changement structurel dans le taux de chômage

La modélisation du taux de chômage sous la forme d'une simple marche aléatoire peut se révéler douteuse pour les pays de l'Europe continentale. Dans le modèle de Sinclair (2009), la composante permanente du taux de chômage aux Etats-Unis prend la forme d'une simple marche aléatoire avec :

$$\tau_{ut} = \tau_{ut-1} + \eta_{ut}$$

Cependant, les pays de l'Europe continentale (Allemagne, France,...) présentent une plus forte persistance dans leurs taux de chômage. Une persistance qui est consécutive à la hausse régulière et soutenue du taux de chômage dans les années 1970 jusqu'au milieu des années 1980. Par conséquent, une simple marche aléatoire n'est pas suffisante pour capter cette persistance tandis que l'introduction d'une constante n'est pas satisfaisante car le taux de chômage ne peut être représenté par une tendance haussière sur l'ensemble de la période³². La progression régulière du chômage dans les années 70 étant un trait particulier de l'Europe continentale, un changement structurel est introduit dans l'équation du taux de chômage, la constante μ_u va prendre des valeurs différentes selon différentes périodes. D'après Berger (2011), la tendance haussière du taux de chômage est une caractéristique propre aux années 70 et 80, on devrait s'attendre à une constante μ_u qui soit positive au cours de cette période puis nulle à la période suivante.

Afin de détecter le changement structurel, un test de Bai-Perron est réalisé sur Δu_t . Le test détecte une date de rupture significative aux périodes suivantes en Allemagne : 2005T1, en France : 1994T2 et en Italie : 1987T2. A l'exception de l'Italie, les dates ne coïncident pas avec une date rupture qui est envisagée vers le milieu des années 80. L'interprétation des dates de rupture en termes de changement structurel sur le marché du travail de l'Allemagne et de la France restent difficiles. Le choix se porte plutôt sur une date de rupture en 1985T1 comme celle retenue par Berger (2011) pour la zone euro³³. Les estimations du modèle CIC avec changement structurel dans le PIB réel et le taux de chômage sont présentées dans le tableau 3.9. L'examen des résultats indique que l'introduction d'un changement structurel améliore grandement la log-vraisemblance en

32. Le taux de chômage correspond à une variable bornée entre 0 et 1, il paraît évident qu'on ne peut le représenter par une tendance haussière.

33. Les estimation effectuées avec la date de 1994T2 pour la France reste quantitativement similaire à celles présentées dans ce chapitre.

France où les variables muettes associées au changement structurel sont significatives. En revanche, les résultats ressortent plus nuancés pour l'Allemagne et l'Italie où l'amélioration de la log-vraisemblance demeure plus faible³⁴

Sur la première période, il ressort que le taux de chômage progresse d'environ 0,12% par trimestre en Allemagne et en France contre 0,6% en Italie d'après la valeur de la constante μ_{u1} . La constante μ_{u2} devient nulle et non significative à partir de la seconde période conformément à l'analyse de Berger (2011). Le taux de chômage se comporte comme un processus I(1). Les résultats issus de cette modélisation plaident pour une certaine robustesse des résultats par rapport au modèle de base. Il ressort du tableau 3.9 que la composante permanente du PIB réel et du chômage continuent à présenter une forte volatilité et que les corrélations $\sigma_{\eta_u \epsilon_u}$ et $\sigma_{\eta_y \epsilon_y}$ demeurent toujours négatives.

L'influence du changement structurel sur les différents coefficients d'Okun est aussi examinée. Tout d'abord, la pertinence de l'hypothèse nulle que $\phi_{1y} = \phi_{1u}$ et $\phi_{2y} = \phi_{2u}$ est testée à l'aide d'un test du ratio de vraisemblance. Les résultats du test sont les suivants : une p-value associée de 0,13 en France, une p-value de 0,24 en Allemagne et des résultats peu concluants en Italie.

$\alpha = \rho_{\epsilon_y \epsilon_u} \sigma_{\epsilon_u} / \sigma_{\epsilon_y} = -2,03(0,17)$ pour la France et $-0,18(0,31)$ pour l'Allemagne avec les intervalles de confiance à 95% respectifs : $[-2,36; -1,69]$ et $[-0,75; 0,43]$. Il ressort que le coefficient d'Okun n'est pas significatif en Allemagne à l'inverse de la France. La valeur du coefficient en France est proche du consensus atteint dans la littérature établi par Freeman (2001) autour d'un ratio de 2 :1.

Le coefficient β mesure le coefficient d'Okun "permanent" avec $\beta = \rho_{\eta_y \eta_u} \sigma_{\eta_y} / \sigma_{\eta_u} = -2,02(0,22)$ pour la France et $-1,51(0,29)$ pour l'Allemagne avec les intervalles de confiance à 95% respectifs : $[-2,45; -1,59]$ et $[-2,08; -0,94]$. Outre-Rhin, le coefficient β demeure supérieur en valeur absolue et en tenant compte des intervalles de confiance au coefficient α . Un résultat qui souligne la encore la primauté des chocs permanents sur les chocs transitoires outre-Rhin. En France, les deux coefficients étant relativement voisins, ils soulignent l'importance respective des chocs transitoires et permanents dans les mouvements macroéconomiques. Le coefficient β de la France présente une grande similarité avec le coefficient trouvé par Sinclair (2009) pour l'économie américaine.

34. La comparaison de ce modèle avec le modèle de base demeure plus convaincante pour ces deux pays. L'introduction d'une rupture dans le taux de croissance du PIB réel et le taux de chômage améliore la log-vraisemblance du modèle CIC de façon significative pour les trois pays. Le test du ratio de vraisemblance aboutit aux résultats suivants : un ratio de 9,11 et une p-value de 0,010 pour l'Allemagne, un ratio de 24,85 et une p-value de 0,000 pour la France, un ratio de 25,12 et une p-value de 0,000 pour l'Italie.

Tableau 3.9 – Estimation par maximum de vraisemblance du modèle CIC avec changement structurel dans le PIB réel et le chômage

	Paramètre	Allemagne	France	Italie
Log vraisemblance		-195,72	-26,88	-177,04
PIB réel				
Ecart-type de la composante permanente	σ_{η_y}	1,25 (0,14)	0,96 (0,06)	0,88 (0,07)
Ecart-type de la composante transitoire	σ_{ϵ_y}	0,41 (0,15)	0,79 (0,07)	0,50 (0,05)
Corrélation entre les composantes	$\rho_{\eta_y \epsilon_y}$	-0,82 (0,19)	-0,99 (0,04)	-0,98 (0,16)
Constante avant rupture	μ_{1y}	0,63 (0,12)	0,90 (0,10)	0,78 (0,10)
Constante après rupture	μ_{2y}	0,39 (0,10)	0,47 (0,07)	0,23 (0,08)
Premier paramètre AR	ϕ_{1y}	0,98 (0,17)	1,11 (0,13)	1,49 (0,05)
Second paramètre AR	ϕ_{2y}	-0,36 (0,14)	-0,44 (0,09)	-0,81 (0,05)
Taux de chômage				
Ecart-type de la composante permanente	σ_{η_u}	0,55 (0,06)	0,36 (0,02)	0,37 (0,02)
Ecart-type de la composante transitoire	σ_{ϵ_u}	0,50 (0,08)	0,33 (0,01)	0,20 (0,00)
Corrélation entre les composantes	$\rho_{\eta_u \epsilon_u}$	-0,95 (0,02)	-0,98 (0,04)	-0,91 (0,04)
Constante avant rupture	μ_{1u}	0,12 (0,06)	0,12 (0,04)	0,07 (0,04)
Constante après rupture	μ_{2u}	-0,02 (0,05)	0,00 (0,03)	-0,03 (0,03)
Premier paramètre AR	ϕ_{1u}	0,72 (0,07)	1,19 (0,13)	1,42 (0,03)
Second paramètre AR	ϕ_{2u}	-0,04 (0,04)	-0,44 (0,09)	-0,61 (0,03)
Corrélations PIB réel/Chômage				
PIB permanent/Chômage permanent	$\rho_{\eta_y \eta_u}$	-0,82 (0,19)	-0,77 (0,08)	-0,58 (0,08)
PIB transitoire/Chômage transitoire	$\rho_{\epsilon_y \epsilon_u}$	-0,23 (0,39)	-0,85 (0,07)	-0,99 (0,00)
PIB transitoire/Chômage permanent	$\rho_{\epsilon_y \eta_u}$	0,23 (0,39)	0,83 (0,11)	0,92 (0,09)
PIB permanent/Chômage transitoire	$\rho_{\eta_y \epsilon_u}$	0,56 (0,19)	0,87 (0,09)	0,97 (0,13)

Note : Les écarts-types des paramètres et des corrélations sont données entre parenthèses.

3.7 Comparaison avec le modèle de Clark

Afin de tester l'importance des corrélations reliant les innovations permanentes et transitoires, un modèle alternatif va être estimé. Ce modèle, comparable à celui de Clark (1989), impose aux covariances à prendre une valeur nulle à l'exception de la covariance $\sigma_{\epsilon_y \epsilon_u}$. Cette covariance décrit la manière dont sont reliées les composantes transitoires du PIB réel et du chômage à la façon d'une loi d'Okun. Les changements structurels sont conservés et la comparaison avec le modèle CIC sans contraintes revient à tester la pertinence de l'indépendance de la composante permanente et transitoire des séries du PIB réel et du chômage. Les différentes covariances $\sigma_{\epsilon \eta}$ qui relient les composantes transitoires et permanentes prennent une valeur nulle dans la matrice de variance/covariance qui se présente sous la forme suivante :

$$\begin{pmatrix} \sigma_{\eta_y}^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{\eta_u}^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{\epsilon_y}^2 & \sigma_{\epsilon_y \epsilon_u} \\ 0 & 0 & \sigma_{\epsilon_y \epsilon_u} & \sigma_{\epsilon_u}^2 \end{pmatrix}$$

Les résultats de l'estimation de ce modèle CIC avec contraintes sont présentés dans le tableau 3.10. L'examen des constantes μ_{1y} et μ_{2y} demeure similaire au modèle sans contraintes et illustre une fois encore l'intérêt d'introduire un changement structurel dans l'équation de la composante permanente du PIB réel.

La persistance de la composante transitoire, mesurée par la somme des paramètres autorégressifs ϕ_1 et ϕ_2 ressort comme particulièrement élevée dans ce modèle CIC avec contraintes. En tenant compte des intervalles de confiance à 95%, le passage du modèle sans contraintes au modèle avec contraintes augmente grandement la somme des paramètres autorégressifs. Cette persistance de la composante transitoire du PIB rapproche notre étude des résultats trouvés par Laubach (2001) et Berger (2011) pour les économies européennes. Le modèle CIC avec contraintes montre que l'essentiel des fluctuations du PIB réel proviennent de chocs transitoires. Dans deux pays (Allemagne, Italie) l'écart-type de la composante transitoire σ_{ϵ_y} se révèle supérieur à celui de la composante permanente σ_{η_y} . De plus, l'écart-type de la composante permanente ressort comme inférieur à l'écart-type du taux de croissance du PIB réel dans les quatre pays.

Le modèle CIC avec et sans contraintes sur la matrice de variance/covariance offrent une interprétation différente de la nature des fluctuations macroéconomiques. Le modèle CIC sans contraintes donne un rôle prépondérant aux chocs permanents. Par conséquent, la composante transitoire ne capte la notion traditionnelle du cycle, une conclusion à laquelle aboutissent également Mitra et Sinclair (2012). Les graphiques 3.13 à 3.16 pré-

sentent la composante transitoire du PIB réel issue des deux modèles CIC. Les zones grisées correspondent au découpage “*growth cycle*” de l’OCDE. Ce découpage en cycle de croissance va mieux traduire les phases de hausses et de baisses de la composante transitoire. En examinant les différents graphiques, il ressort que la composante transitoire du modèle avec contraintes s’accorde bien avec le découpage cycle de croissance de l’OCDE. En particulier, les zones grisées qui sont associées à une diminution de la composante transitoire. Un résultat qui vient nuancer l’interprétation selon laquelle la “Grande Récession” serait un choc de nature permanente. En Allemagne, la composante transitoire suit une tendance haussière de 2005 à 2008 où elle atteint un pic. Ensuite, la composante transitoire diminue fortement entre le pic et le creux de la récession, puis se remet à croître fortement à partir du creux.

La France et l’Italie partagent des traits communs avec l’Allemagne, la différence réside essentiellement dans le comportement de la composante transitoire qui ne présente pas la même tendance haussière depuis la fin de la “Grande Récession”. A l’inverse de l’économie allemande, les pertes de production subies au cours de la crise n’ont pas encore été résorbées. Cette observation rejoint celle de Chantrel *et al.* (2014) qui suggèrent dans une note de conjoncture que la France dispose d’un potentiel de rebond significatif depuis la fin de la “Grande Récession”. A l’inverse, dans le modèle CIC sans contraintes³⁵ l’appariement de la composante transitoire avec le cycle de croissance ne semble pas satisfaisant.

La forme de la composante transitoire du PIB réel diffère fortement selon le choix du modèle CIC. La modélisation de la composante transitoire sous la forme d’un processus stationnaire AR(2) permet de vérifier l’existence éventuelle de racines complexes. La présence de racines complexes implique un cycle de nature périodique. Dans le modèle CIC sans contraintes, les quatre pays présentent des racines complexes dans leur composante transitoire. Un résultat qui demeure assez surprenant car la composante transitoire ne recouvre pas vraiment la notion traditionnelle du cycle. Le calcul de la durée moyenne du cycle offre une durée relativement courte du cycle allant de 2,4 années pour le Royaume-Uni à 2,7 années pour la France.

La comparaison avec la durée moyenne du cycle du modèle alternatif offre cependant des résultats contradictoires. Effectivement, en Allemagne et au Royaume-Uni, le processus AR(2) ne présente pas de racines complexes et ne possède pas la propriété de périodicité du cycle. En revanche, ce n’est pas le cas en France et en Italie où la durée moyenne du cycle s’établit respectivement à 11,6 et 13,7 années.

35. Dans le modèle CIC, la composante permanente s’avère plus volatile que la composante transitoire et que la série elle-même. Le modèle CIC ne permet pas de séparer les basses des hautes fréquences comme dans un filtre passe-bande. Par conséquent, le modèle CIC sans contraintes ne permet pas de mener une analyse du cycle de croissance.

Tableau 3.10 – Estimation par maximum de vraisemblance du modèle CIC avec covariances nulles

	Paramètre	Allemagne	France	Italie	R-U
Log vraisemblance		-198,09	-37,81	-184,52	-149,88
PIB réel					
Ecart-type de la composante permanente	$\sigma_{\eta y}$	0,57 (0,06)	0,31 (0,02)	0,36 (0,08)	0,82 (0,05)
Ecart-type de la composante transitoire	$\sigma_{\epsilon y}$	0,76 (0,04)	0,30 (0,01)	0,61 (0,06)	0,38 (0,04)
Constante avant rupture	μ_y	0,57 (0,10)	0,82 (0,08)	0,71 (0,06)	0,56 (0,07)
Constante après rupture	μ_y	0,38 (0,07)	0,47 (0,03)	0,28 (0,05)	0,56 (0,07)
Premier paramètre AR	ϕ_{1y}	1,10 (0,05)	1,61 (0,02)	1,46 (0,07)	1,58 (0,11)
Second paramètre AR	ϕ_{2y}	-0,15 (0,03)	-0,66 (0,01)	-0,54 (0,07)	-0,61 (0,11)
Taux de chômage					
Ecart-type de la composante permanente	$\sigma_{\eta u}$	0,16 (0,00)	0,12 (0,00)	0,25 (0,01)	0,08 (0,00)
Ecart-type de la composante transitoire	$\sigma_{\epsilon u}$	0,16 (0,00)	0,10 (0,00)	0,06 (0,00)	0,15 (0,00)
Constante avant rupture	μ_{1u}	0,12 (0,04)	0,13 (0,02)	0,11 (0,05)	
Constante après rupture	μ_{2u}	-0,00 (0,02)	0,00 (0,01)	-0,04 (0,03)	
Premier paramètre AR	ϕ_{1u}	1,67 (0,01)	1,74 (0,10)	1,79 (0,03)	1,82 (0,05)
Second paramètre AR	ϕ_{2u}	-0,70 (0,01)	-0,77 (0,00)	-0,82 (0,03)	-0,83 (0,05)
Corrélations PIB réel/Chômage					
PIB transitoire/Chômage transitoire	$\rho_{\epsilon y \epsilon u}$	-0,89 (0,00)	-0,72 (0,10)	-0,89 (0,15)	-0,99 (0,00)

Note : Les écarts-types des paramètres et les corrélations sont données entre parenthèses.

Par conséquent, en se focalisant sur l'économie française et italienne, la présence de restrictions sur les covariances entre chocs permanents et transitoires tend à allonger grandement la durée moyenne du cycle. En d'autres mots, la durée du cycle établi par le modèle CIC sans contrainte paraît étonnamment courte par rapport à la durée proposée

par les modèles à composantes inobservées plus courants comme peut l'être le modèle CIC avec contraintes.

Les graphiques 3.17 à 3.20 présentent la composante transitoire du chômage issue des deux modèles CIC. L'examen des résultats associés au modèle CIC avec contraintes laisse là encore plus grande rôle pour les mouvements transitoires. L'écart-type de la composante permanente du taux de chômage σ_{η_u} diminue fortement dans le modèle avec contraintes. De manière comparable au PIB réel, l'écart-type de la composante permanente devient inférieur à l'écart-type de la différence première du taux de chômage pour l'ensemble des pays. Cependant, la comparaison entre l'écart-type de la composante permanente et l'écart-type de la composante transitoire σ_{ϵ_u} reste plus délicate à commenter car les deux écart-types demeurent relativement proches. Le Royaume-Uni ressort comme une exception car l'écart-type de la composante transitoire se révèle supérieur à celui de la composante permanente. L'introduction d'un changement structurel dans μ_u présente une forte similarité avec le modèle sans contraintes. Les résultats demeurent largement équivalents avec μ_{1u} qui prend des valeurs similaires au modèle CIC sans contraintes sur la première période et μ_{2u} qui devient nul sur la seconde période.

De façon comparable au PIB réel, la composante transitoire du chômage présente elle aussi une forte persistance à en juger par la somme des paramètres autorégressifs. A l'exception de la France, la persistance s'accroît dans la modèle avec contraintes en tenant compte des intervalles de confiance à 95%. L'emploi du modèle avec contraintes tend à produire un meilleur appariement de la composante transitoire avec le cycle de croissance OCDE. Une observation particulièrement vraie en Allemagne où les hausses de la composante transitoire sont toutes associées à une zone grisées. Un contraste qui est saisissant lorsque l'on compare avec le modèle sans contraintes. La lecture des différents graphiques montre aussi que l'essentiel de la hausse du chômage au cours de la "Grande Récession" semble temporaire si l'on se réfère au modèle CIC avec contraintes. Ainsi, en Allemagne, la hausse transitoire du chômage de la première moitié des années 2000 a été par la suite complètement résorbé sans que la "Grande Récession" ne vienne interrompre cette trajectoire. En France, la hausse transitoire du chômage observée à partir de 2008 présente une trajectoire proche de celle observée au début des années 1990. Cette hausse fut renversée à la fin des années 90 en parallèle à la progression forte de la composante transitoire du PIB réel. De fait, une augmentation de la composante transitoire du PIB réel serait de nature à réduire actuellement ce volume de chômage. En effet, les pays offrent une symétrie évidente entre la composante transitoire du PIB réel et du taux de chômage. Un résultat qui s'explique aisément par la corrélation $\sigma_{\epsilon_y \epsilon_u}$ qui ressort négative et significative dans nos estimations.

Dans le modèle CIC avec contraintes, l'ensemble des pays possèdent des racines com-

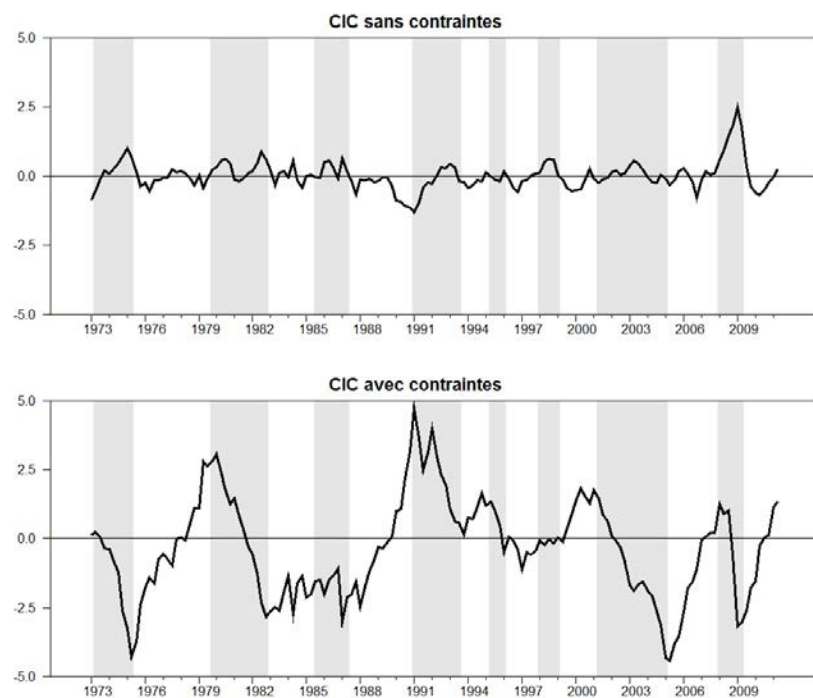
plexes dans le processus autorégressif AR(2) du taux de chômage. Le calcul de la durée moyenne du cycle du chômage offre des durées fortement longues, allant de 10,5 années pour la France, 13,5 années pour l'Italie, 18 années pour l'Allemagne et 21 années pour le Royaume-Uni. Ces résultats peuvent être comparés avec le modèle CIC sans contraintes. Dans ce dernier, seule la France et l'Italie disposent de racines complexes. Dans ces deux pays, la durée moyenne du cycle s'établit respectivement à 3,4 et 3,7 années. On en conclut que les modèles CIC sans contraintes produisent des durées moyennes du cycle relativement plus courtes par rapport aux modèles à composantes inobservées où les chocs transitoires et permanents sont indépendants. Un résultat que l'on retrouve aussi chez Morley *et al.* (2003).

En résumé, le modèle avec contraintes diffère complètement du modèle sans contraintes. La présence de contraintes imposées sur la matrice de variance/covariance modifie complètement la nature des fluctuations macroéconomiques. Les covariances nulles entre les innovations permanentes et les innovations transitoires laissent un plus grand rôle aux chocs transitoires. Dans le modèle avec contraintes, les mouvements amples du PIB réel et du chômage traduisent des phénomènes transitoires autour d'une tendance stable. Une phase de *boom* économique sera suivi nécessairement d'une phase de profonde contraction de l'économie. Un phénomène qualifié par Clark (1989) de *trend reversion*.

La pertinence de ce modèle avec contraintes peut être jugé par un test du ratio de vraisemblance en comparant le modèle contraint aux modèle sans contraintes. Le test du ratio de vraisemblance offre les résultats suivants : un ratio de 4,74 et une p-value de 0,449 pour l'Allemagne, un ratio de 21,86 et une p-value de 0,000 pour la France, un ratio de 14,96 et une p-value de 0,010 pour l'Italie et un ratio de 24,09 et une p-value de 0,000 pour le Royaume-Uni. Ainsi, à l'exception de l'Allemagne, les trois pays rejette le modèle contraint où les covariances sont fixées à zéro. Bien que les corrélations ne présentent pas une distribution gaussienne³⁶, les valeurs élevées trouvées pour les différents ratios souligne le rejet d'une indépendance des chocs permanents et transitoires. Ces résultats se rapprochent de ceux de Morley *et al.* (2003) et Sinclair (2009) qui soulignent l'importance des chocs permanents dans les fluctuations macroéconomiques et de la corrélation négative entre chocs permanents et transitoires. A la différence des trois autres pays, en Allemagne, les mouvements du PIB réel et du chômage proviennent essentiellement de mouvements transitoires. On en conclue que les récessions outre-Rhin ne produisent pas d'effets durables sur la production et que les pertes de production tendent à se résorber lors des reprises.

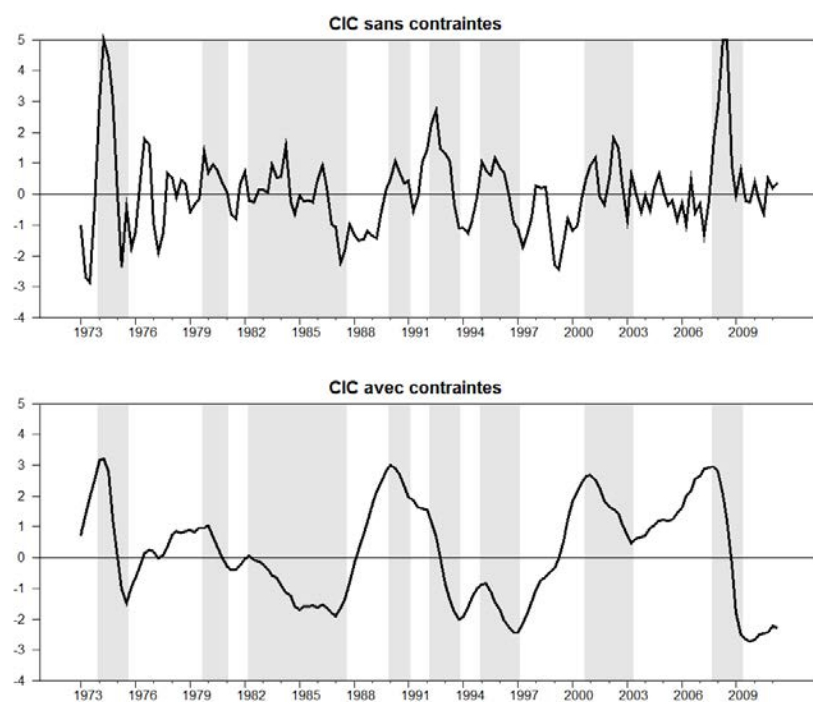
36. Les corrélations sont bornées entre -1 et 1.

Graphique 3.13 – Composante transitoire du PIB réel : Allemagne



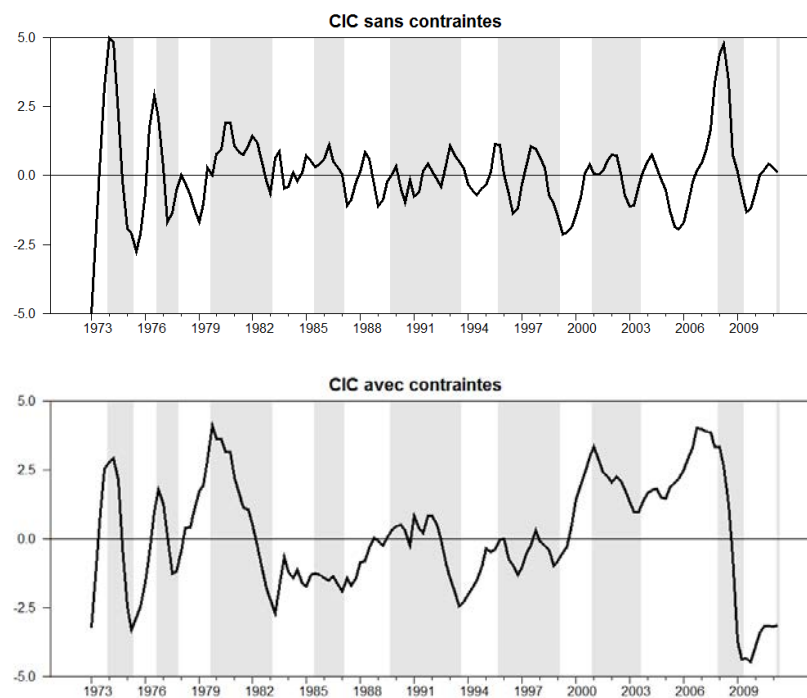
Source : OECD.Stat

Graphique 3.14 – Composante transitoire du PIB réel : France



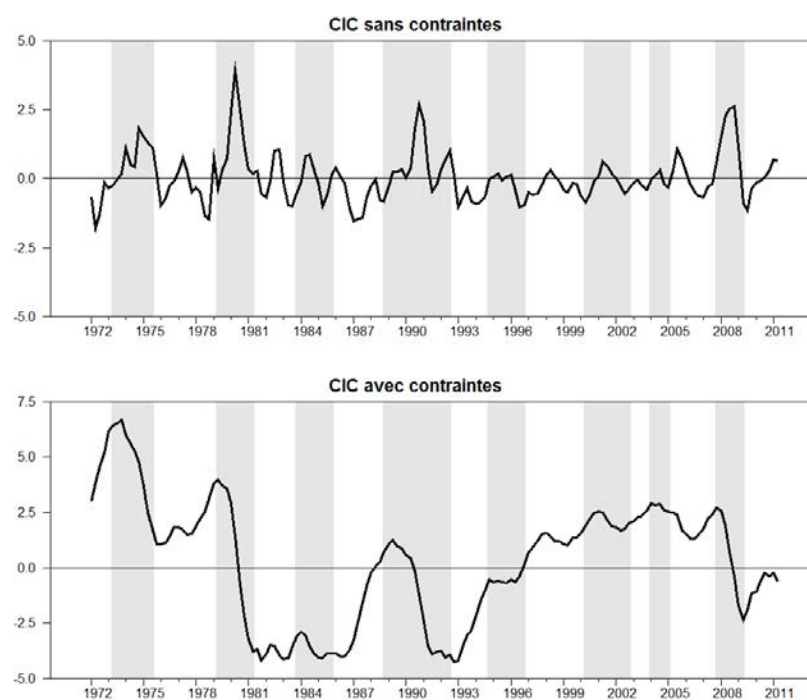
Source : OECD.Stat

Graphique 3.15 – Composante transitoire du PIB réel : Italie



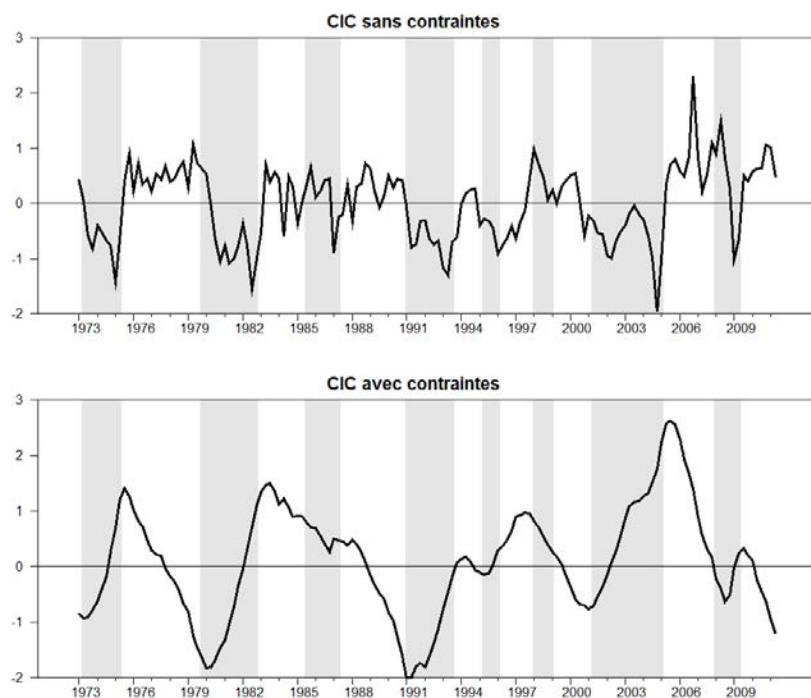
Source : *OECD.Stat*

Graphique 3.16 – Composante transitoire du PIB réel : Royaume-Uni



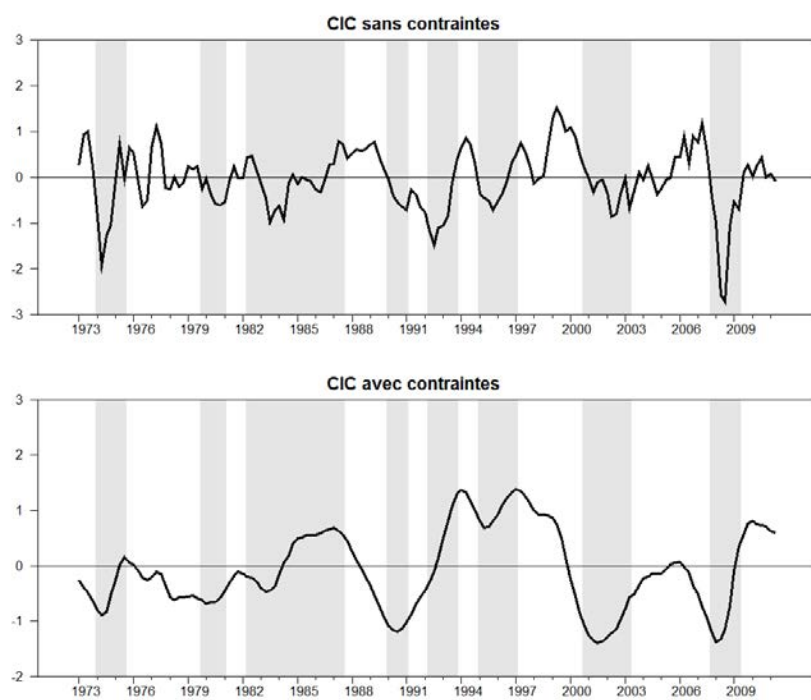
Source : *OECD.Stat*

Graphique 3.17 – Composante transitoire du chômage : Allemagne



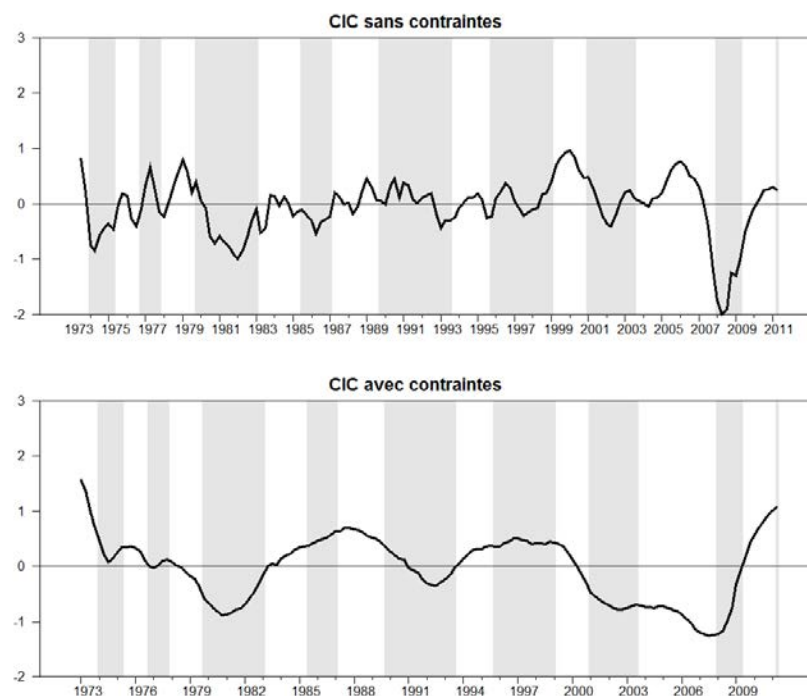
Source : OECD.Stat

Graphique 3.18 – Composante transitoire du chômage : France



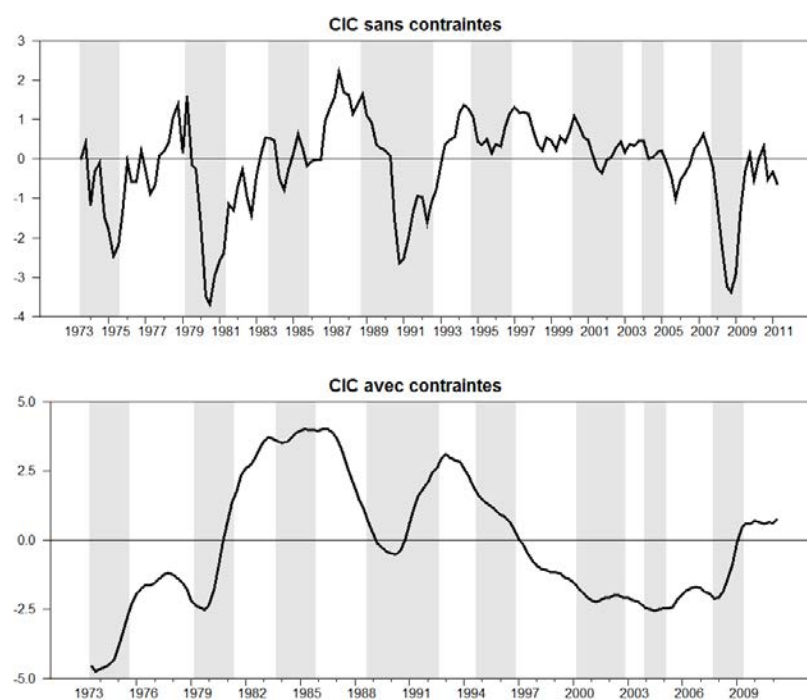
Source : OECD.Stat

Graphique 3.19 – Composante transitoire du chômage : Italie



Source : *OECD.Stat*

Graphique 3.20 – Composante transitoire du chômage : Royaume-Uni



Source : *OECD.Stat*

3.8 Conclusion

Dans ce chapitre, le modèle CIC de Sinclair (2009) est employé pour estimer en une seule étape la composante transitoire et permanente du PIB réel et du chômage ainsi qu’une relation d’Okun. Appliqué à quatre grands pays européens (Allemagne, France, Italie et Royaume-Uni), le modèle offre des résultats qui sont riches en enseignements. L’intérêt du modèle est de discriminer de l’importance des chocs transitoires ou chocs permanents dans les fluctuations macroéconomiques. Le modèle CIC autorise également une dépendance entre la tendance et le cycle. Cette distinction est primordiale par rapport aux modèles usuels en composantes inobservées car, comme le signalent Morley et Piger (2012), rien n’indique que le cycle est indépendant de la croissance de long terme de l’économie.

Les résultats de ce chapitre montrent que les mouvements du chômage et du PIB réel proviennent en grande partie de chocs de nature permanente. La composante transitoire traduit l’ajustement de la série observée aux nouvelles valeurs d’équilibre du PIB réel et du chômage. Dans ce contexte, les récessions produisent des effets durables sur les économies et les pertes de production observées durant ces épisodes ne présentent pas un caractère forcément rattrapable. Les récentes observations montrent que la “Grande Récession” a impacté de manière durable le PIB réel et représente un choc de nature permanente. Par conséquent, le potentiel de rebond des pays affectés par la “Grande Récession” nous paraît bien limité. Ces résultats demeurent robustes à l’introduction de changements structurels dans la spécification du PIB réel et du chômage. La prise en compte de ces changements structurel montre aussi que la modélisation du PIB réel et du chômage sous la forme d’une simple marche aléatoire semble insuffisante dans le contexte européen.

L’ensemble de ces résultats proviennent de la corrélation entre les chocs permanents et transitoires qui n’est pas contrainte à zéro dans le modèle CIC et qui ressort de façon négative dans les estimations. La pertinence de ce modèle CIC sans contraintes est testée en estimant un modèle alternatif où les chocs transitoires et permanents sont indépendants. Cette restriction est rejetée dans les différents pays à l’exception de l’Allemagne. Outre-Rhin, les fluctuations du PIB réel et du chômage présentent un caractère transitoire et persistant. Dans ce pays, les estimations de la composante transitoire du PIB réel et du chômage s’accordent bien avec la datation du cycle de croissance proposée par l’OCDE.

3.A Annexes du Troisième Chapitre

Tableau 3.11 – Critères AIC pour différents ARMA(p,q) de la série du PIB réel en différences premières

		Allemagne	France	Italie	R-U
p=0	q=0	824,08	627,68	727,67	731,47
p=0	q=1	814,96	569,28	686,32	714,36
p=0	q=2	811,43	532,33	683,94	702,53
p=0	q=3	809,25	513,63	674,60	688,18
p=0	q=4	800,34	513,45	675,86	683,18
p=1	q=0	810,01	508,43	672,51	701,13
p=1	q=1	799,24	499,69	673,32	679,86
p=1	q=2	801,15	492,37	675,32	676,22
p=1	q=3	800,16	494,36	672,54	677,54
p=1	q=4	802,32	496,36	674,25	678,12
p=2	q=0	804,49	491,24	673,38	679,77
p=2	q=1	800,64	493,23	675,31	676,57
p=2	q=2	776,49	492,98	657,60	678,59
p=2	q=3	777,53	494,96	674,15	677,77
p=2	q=4	803,68	495,67	626,48	678,92
p=3	q=0	802,21	493,23	673,95	675,43
p=3	q=1	801,22	495,20	672,78	677,43
p=3	q=2	802,51	494,91	672,88	678,79
p=3	q=3	801,12	496,91	674,62	679,71
p=3	q=4	781,75	497,33	660,75	680,38
p=4	q=0	797,16	493,78	672,73	677,41
p=4	q=1	798,46	494,91	673,84	679,24
p=4	q=2	799,77	495,72	674,67	680,27
p=4	q=3	801,76	496,25	676,62	681,71
p=4	q=4	803,72	498,25	678,59	681,67

Note : Afin de s'assurer de la comparabilité des différents critères, les différents modèles ARMA(p,q) sont estimés sur une même fenêtre d'observations.

Tableau 3.12 – Critères AIC pour différents ARMA(p,q) de la série du chômage en différences premières

		Allemagne	France	Italie	R-U
p=0	q=0	414,58	325,76	329,32	375,60
p=0	q=1	380,79	279,07	328,14	292,69
p=0	q=2	371,30	270,64	313,89	266,58
p=0	q=3	371,98	261,42	312,48	241,23
p=0	q=4	362,51	258,84	312,17	239,92
p=1	q=0	364,12	258,59	326,14	229,82
p=1	q=1	362,37	259,61	316,71	231,45
p=1	q=2	364,06	261,52	309,27	231,42
p=1	q=3	366,02	260,45	310,37	231,62
p=1	q=4	362,87	259,43	307,82	233,23
p=2	q=0	363,44	259,56	313,44	231,39
p=2	q=1	364,12	261,56	312,59	233,26
p=2	q=2	366,05	262,55	310,68	231,50
p=2	q=3	367,14	262,25	312,33	226,97
p=2	q=4	363,99	260,74	306,35	226,64
p=3	q=0	364,43	261,48	304,67	231,95
p=3	q=1	365,88	263,11	295,11	233,37
p=3	q=2	345,52	216,42	295,81	226,78
p=3	q=3	329,37	219,93	297,67	233,19
p=3	q=4	361,41	236,87	298,01	227,08
p=4	q=0	364,42	260,64	295,91	230,75
p=4	q=1	364,99	262,27	292,97	232,66
p=4	q=2	361,08	220,63	294,55	232,87
p=4	q=3	361,61	223,29	296,13	234,87
p=4	q=4	341,87	223,26	298,12	228,10

Note : Afin de s'assurer de la comparabilité des différents critères, les différents modèles ARMA(p,q) sont estimés sur une même fenêtre d'observations.

Tableau 3.13 – Datation des pics et creux d’après la méthodologie *business cycle* de l’ECRI

Allemagne		France		Italie		R-U	
Pic	Creux	Pic	Creux	Pic	Creux	Pic	Creux
T3 1973	T3 1975	T3 1974	T2 1975	T4 1970	T3 1971	T3 1974	T3 1975
T1 1980	T4 1982	T3 1979	T2 1980	T2 1974	T2 1975	T2 1979	T2 1981
T1 1991	T2 1994	T2 1982	T4 1984	T2 1980	T2 1983	T2 1990	T1 1992
T1 2001	T3 2003	T1 1992	T3 1993	T1 1992	T4 1993	T2 2008	T1 2010
T2 2008	T1 2009	T3 2002	T2 2003	T3 2007	T1 2010		
		T1 2008	T1 2009				

 Tableau 3.14 – Datation des pics et creux d’après la méthodologie *growth cycle* de l’OCDE

Allemagne		France		Italie		R-U		4 pays	
Pic	Creux	Pic	Creux	Pic	Creux	Pic	Creux	Pic	Creux
T3 1970	T1 1972	T4 1971	T3 1972	T3 1970	T4 1972	T2 1973	T3 1975	T3 1970	T2 1972
T2 1973	T2 1975	T1 1974	T3 1975	T1 1974	T2 1975	T2 1979	T2 1981	T4 1973	T3 1975
T4 1979	T4 1982	T4 1979	T1 1983	T4 1976	T4 1977	T4 1983	T4 1985	T4 1979	T4 1982
T3 1985	T2 1987	T2 1985	T1 1987	T4 1979	T1 1983	T4 1988	T3 1992	T3 1985	T2 1987
T1 1991	T3 1993	T1 1990	T1 1991	T3 1985	T1 1987	T4 1994	T4 1996	T1 1991	T3 1993
T2 1995	T1 1996	T1 1992	T4 1993	T4 1989	T3 1993	T2 2000	T4 2002	T2 1995	T1 1997
T1 1998	T1 1999	T1 1995	T1 1997	T4 1995	T1 1999	T1 2004	T1 2005	T1 1998	T2 1999
T2 2001	T2 2005	T4 2000	T2 2003	T1 2001	T3 2003	T4 2007	T2 2009	T1 2001	T2 2003
T1 2008	T2 2009	T4 2007	T2 2009	T1 2008	T2 2009			T1 2008	T2 2009

Note : La colonne 4 pays correspond au découpage pic et creux effectué par l’OCDE pour les quatre grands pays européens (Allemagne, France, Italie et Royaume-Uni).

B Mise en forme du modèle CIC en espace-état

Ce chapitre utilise un modèle à composantes inobservées corrélées ou modèle CIC. L'équation d'observation est la suivante :

$$\begin{bmatrix} y_t \\ u_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tau_{yt} \\ \tau_{ut} \\ c_{yt} \\ c_{yt-1} \\ c_{ut} \\ c_{ut-1} \end{bmatrix}$$

La composante permanente du PIB réel et du taux de chômage est modélisée comme une marche aléatoire et la composante transitoire comme un processus AR(2). L'équation de transition s'écrit ainsi :

$$\begin{bmatrix} \tau_{yt} \\ \tau_{ut} \\ c_{yt} \\ c_{yt-1} \\ c_{ut} \\ c_{ut-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_y \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \phi_{1y} & \phi_{2y} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{1u} & \phi_{2u} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tau_{yt-1} \\ \tau_{ut-1} \\ c_{yt-1} \\ c_{yt-2} \\ c_{ut-1} \\ c_{ut-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{yt} \\ \eta_{ut} \\ \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{ut} \end{bmatrix}$$

La matrice de variance/covariance se présente sous la forme suivante :

$$E \left(\begin{bmatrix} \eta_{yt} \\ \eta_{ut} \\ \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{ut} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{yt} & \eta_{ut} & \epsilon_{yt} & \epsilon_{ut} \end{bmatrix} \right) = \begin{bmatrix} \sigma_{\eta_y}^2 & \sigma_{\eta_y \eta_u} & \sigma_{\eta_y \epsilon_y} & \sigma_{\eta_y \epsilon_u} \\ \sigma_{\eta_y \eta_u} & \sigma_{\eta_u}^2 & \sigma_{\eta_u \epsilon_y} & \sigma_{\eta_u \epsilon_u} \\ \sigma_{\eta_y \epsilon_y} & \sigma_{\eta_u \epsilon_y} & \sigma_{\epsilon_y}^2 & \sigma_{\epsilon_y \epsilon_u} \\ \sigma_{\eta_y \epsilon_u} & \sigma_{\eta_u \epsilon_u} & \sigma_{\epsilon_y \epsilon_u} & \sigma_{\epsilon_u}^2 \end{bmatrix}$$

C Tests de racine unitaire sur les séries du PIB réel et du chômage

Cette annexe présente les résultats des tests de racine unitaire. Différents tests sont employés et conduisent à prouver l'existence de racine unitaire dans les séries. A ce titre, le test de Dickey Fuller (Dickey et Fuller (1979)) est employé dans un premier temps. Plus formellement, le test de Dickey Fuller repose sur les régressions suivantes :

$$\text{Marche aléatoire} \quad \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.13)$$

$$\text{Marche aléatoire avec constante} \quad \Delta y_t = \tau + \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.14)$$

$$\text{Marche aléatoire avec constante et tendance} \quad \Delta y_t = \tau + \tau t + \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.15)$$

où le rejet de l'hypothèse nulle $\gamma=0$ indique que la série est stationnaire. Dickey et Fuller (1979) introduisent des retards dans le terme Δy_t afin de prendre en compte l'autocorrélation dans le terme d'erreur. Ce qui revient à :

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \beta_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.16)$$

$$\Delta y_t = \tau + \gamma y_{t-1} + \beta_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.17)$$

$$\Delta y_t = \tau + \tau t + \gamma y_{t-1} + \beta_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.18)$$

où le nombre de retards est sélectionné à l'aide d'un critère d'information comme le AIC ou le SBC (Scharwz Bayesian Criterion). Si l'hypothèse nulle $\gamma=0$ est rejetée, alors la série y_t est stationnaire. Nous choisissons d'employer la version augmentée, "*Augmented Dickey Fuller*" (ADF), de ce test afin d'éliminer une éventuelle autocorrélation. Le test ADF fait néanmoins l'objet de critiques au sujet de son manque de puissance sur des échantillons de petite taille. D'après Enders (2010), les tests usuels de racine unitaire ne sont pas performants pour discriminer entre une racine unitaire et une valeur proche de l'unité. Le problème survient dans la puissance du test et la présence de composantes déterministes. De manière plus formelle, la puissance d'un test se décrit comme la probabilité

de rejeter de manière fausse une hypothèse nulle. Un test puissant parviendra à rejeter correctement l'hypothèse nulle quand une série se trouve être stationnaire. Le test proposé par Elliott *et al.* (1996) (ERS) répond à ce problème. Ce test permet d'enlever les composantes déterministes en effectuant une régression sur les séries qui sont quasi-différenciés, puis à réaliser un test ADF sur les nouvelles séries obtenues. Toujours selon Enders, une critique également adressée au test ADF concerne l'existence de changements structurels qui peuvent biaiser le test vers le non rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire. Perron (1989) montre qu'en incluant un changement structurel à une date exogène on parvient à rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire pour la plupart des séries macroéconomiques. Nous employons le test de Zivot et Andrews (1992) (ZA) afin de tester la présence de changement structurel dans nos séries. A la différence de Perron qui prend le changement structurel comme exogène (par exemple : le krach du marché boursier de 1929 ou le choc pétrolier de 1973), la procédure ZA sélectionne une date de rupture qui est calculée de manière endogène par une procédure itérative.

C. TESTS DE RACINE UNITAIRE SUR LES SÉRIES DU PIB RÉEL ET DU CHÔMAGE

Tableau 3.15 – Résultats des tests ADF sur le PIB réel et le chômage

	Constante sans tendance			Constante et tendance		
	Test	Retards	Valeur critique	Test	Retards	Valeur critique
Niveau						
PIB réel : Allemagne	-2,036	6	-2,89	-2,247	5	-3,45
PIB réel : France	-2,426	5	-2,89	-2,192	5	-3,45
PIB réel : Italie	-3,172	4	-2,89	-0,868	4	-3,45
PIB réel : Royaume-Uni	0,117	4	-2,89	-3,396	6	-3,45
Chômage : Allemagne	-2,303	2	-2,89	-2,019	4	-3,45
Chômage : France	-2,027	1	-2,89	-1,635	1	-3,45
Chômage : Italie	-1,628	5	-2,89	-1,458	5	-3,45
Chômage : Royaume-Uni	-2,82	1	-2,89	-2,857	1	-3,45
Premières différences						
PIB réel : Allemagne	-11,089	0	-2,89	-5,496	5	-3,45
PIB réel : France	-4,256	4	-2,89	-4,816	4	-3,45
PIB réel : Italie	-5,961	3	-2,89	-6,817	5	-3,45
PIB réel : Royaume-Uni	-5,658	3	-2,89	-5,643	3	-3,45
Chômage : Allemagne	-5,224	1	-2,89	-7,241	0	-3,45
Chômage : France	-6,464	0	-2,89	-6,607	0	-3,45
Chômage : Italie	-4,168	4	-2,89	-4,26	4	-3,45
Chômage : Royaume-Uni	-4,413	3	-2,89	-4,454	3	-3,45

^a La structure des retards est choisie à l'aide du critère AIC. Le nombre maximum de retards est fixé à 8. Nous nous référons au modèle avec constante et au modèle avec constante et tendance.

^b L'hypothèse nulle est la présence de racine unitaire, si la série a une racine unitaire, la valeur du test sera supérieure à la valeur critique. Les valeurs critiques correspondent au seuil de 5%.

Tableau 3.16 – Résultats des tests ERS sur le PIB réel et le chômage

	Constante sans tendance			Constante et tendance		
	Test	Retards	Valeur critique	Test	Retards	Valeur critique
Niveau						
PIB réel : Allemagne	1,725	8	-1,95	-0,752	8	-2,89
PIB réel : France	2,334	2	-1,95	-0,292	2	-2,89
PIB réel : Italie	1,646	1	-1,95	-0,464	1	-2,89
PIB réel : Royaume-Uni	1,585	3	-1,95	-2,499	3	-2,89
Chômage : Allemagne	-0,549	1	-1,95	-1,037	1	-2,89
Chômage : France	-0,043	1	-1,95	-1,324	1	-2,89
Chômage : Italie	-0,843	5	-1,95	-1,227	5	-2,89
Chômage : Royaume-Uni	-1,115	1	-1,95	-1,912	1	-2,89
Premières différences						
PIB réel : Allemagne	-3,210	3	-1,95	-11,961	0	-2,89
PIB réel : France	-4,970	1	-1,95	-6,639	1	-2,89
PIB réel : Italie	-5,392	1	-1,95	-7,657	1	-2,89
PIB réel : Royaume-Uni	-3,768	2	-1,95	-6,905	1	-2,89
Chômage : Allemagne	-7,068	0	-1,95	-6,849	0	-2,89
Chômage : France	-5,795	0	-1,95	-6,890	0	-2,89
Chômage : Italie	-6,726	1	-1,95	-6,741	1	-2,89
Chômage : Royaume-Uni	-4,367	0	-1,95	-3,850	1	-2,89

^a La structure des retards est choisie à l'aide du critère SBC car il s'agit du critère recommandé par Elliott *et al.* (1996). Le nombre maximum de retards est fixé à 8. Nous nous référons au modèle avec constante et au modèle avec constante et tendance.

^b L'hypothèse nulle est la présence de racine unitaire, si la série a une racine unitaire, la valeur du test sera supérieure à la valeur critique. Les valeurs critiques correspondent au seuil de 5%.

C. TESTS DE RACINE UNITAIRE SUR LES SÉRIES DU PIB RÉEL ET DU CHÔMAGE

Tableau 3.17 – Résultats des tests Zivot-Andrews sur le PIB réel et le chômage

	Constante				Constante et tendance			
	Test	Retards	Valeur critique	Rupture	Test	Retards	Valeur critique	Rupture
Niveau								
PIB réel : Allemagne	-3,38	4	-4,80	T4 2002	-5,21	4	-5,08	T1 1990
PIB réel : France	-2,97	5	-4,80	T1 2005	-3,56	5	-5,08	T1 2005
PIB réel : Italie	-1,91	4	-4,80	T3 1983	-2,73	4	-5,08	T2 2001
PIB réel : Royaume-Uni	-3,79	6	-4,80	T3 1979	-3,63	6	-5,08	T3 1979
Chômage : Allemagne	-2,61	8	-4,80	T1 1980	-2,83	8	-5,08	T1 2005
Chômage : France	-3,45	4	-4,80	T2 1999	-3,78	4	-5,08	T3 1983
Chômage : Italie	-3,65	5	-4,80	T2 1981	-3,83	5	-5,08	T3 1985
Chômage : Royaume-Uni	-4,06	1	-4,80	T2 1979	-4,39	1	-5,08	T1 1980

^a La structure des retards est choisie à l'aide du critère SBC. Le nombre maximum de retards est fixé à 8. Nous nous référons au modèle avec constante et au modèle avec constante et tendance.

^b L'hypothèse nulle est la présence de racine unitaire contre l'hypothèse alternative d'une tendance déterministe avec une date de rupture inconnue. Une valeur du test qui supérieure à la valeur critique indique un rejet de l'hypothèse nulle. Les valeurs critiques correspondent au seuil de 5%.

Chapitre 4

L'asymétrie à long terme de la loi d'Okun

4.1 Introduction

En France, l'entrée dans la "Grande Récession" en 2008, puis la récession de 2012-2013 s'est traduite par la hausse régulière et progressive du taux de chômage qui est passé de 7,5% en 2008 à près de 11% en 2013. Au Royaume-Uni, malgré la fin de la récession en 2009, le taux de chômage continue d'être supérieur de trois points par rapport à son niveau de 2007. Cette persistance du chômage est d'autant plus inquiétante qu'elle s'accompagne de l'apparition durable d'un chômage de longue durée¹. La promotion d'une reprise durable est au coeur de l'agenda des gouvernements. A cette fin, la Banque Centrale du Royaume-Uni a adopté une stratégie inédite de "*forward guidance*" où l'institution s'est engagé à laisser inchangé les taux d'intérêts directeurs jusqu'à ce que le taux de chômage passe en dessous de 7%. Cette politique monétaire accommodante suggère que la Banque Centrale peut influencer de manière décisive sur le taux de chômage. Une vision partagée par certains auteurs comme Ball (1999, 2009) ou encore Stockhammer et Sturn (2012). De leur côté, DeLong et Summers (2012) mettent en évidence que la politique budgétaire peut jouer un rôle plus décisif lorsque l'économie présente des formes, mêmes légères, d'hystérèse.

Dans le troisième chapitre de cette thèse, les mouvements du chômage et du PIB réel ont été décomposé en composantes transitoires et permanentes. L'introduction d'une composante permanente dans le PIB réel et le chômage permet de faire apparaître une relation d'Okun entre ces deux composantes. En d'autres mots, la relation d'Okun s'exprime à travers les composantes permanentes du PIB réel et du chômage plutôt que par les composantes transitoires. L'Allemagne se distingue des autres pays car ses fluctuations macroéconomiques sont dominées par des mouvements transitoires plutôt que permanent. En conséquence, outre-Rhin, la relation entre le chômage et le PIB réel s'exprime uniquement à travers les composantes transitoires.

La liaison entre PIB réel et chômage à long terme continue de faire l'objet d'une réflexion dans ce chapitre. L'attention se focalise sur la version "*différences premières*" de la loi d'Okun. D'après Attfield et Silverstone (1997, 1998), cette version "*différences premières*" est profondément mal spécifié car elle n'introduit pas un terme de correction d'erreur alors que les séries apparaissent intégrés d'ordre un $I(1)$ et par conséquent potentiellement cointégrés. En plus d'une relation de cointégration, la possibilité d'une asymétrie du coefficient d'Okun est également envisagée. La prise en compte de l'asymé-

1. Au Royaume-Uni, les chômeurs de longue durée (durée supérieure à 1 an de chômage) représentaient en 2012 près de 35% de l'ensemble des chômeurs contre 24% en 2007, soit une hausse de 11% qui figure parmi les plus fortes des pays de l'OCDE. Une autre préoccupation concerne le taux de chômage des jeunes britanniques qui a atteint un niveau inédit depuis le milieu des années 80 laissant craindre une "génération sacrifiée". A l'inverse, outre-Rhin, la trajectoire du taux de chômage de long terme est plus favorable, la part est passée de 57% à 45,5% entre 2007 et 2012. La France se caractérise par une position intermédiaire avec une part inchangé à 40% entre ces deux périodes.

trie du coefficient d'Okun s'inscrit dans une vaste littérature empirique. Cette littérature part de l'idée que les contractions de l'économie ont des effets plus violents et brutaux sur le chômage que les phases d'expansion dont les effets sont plus graduels. L'innovation de ce chapitre consiste à modéliser la relation d'Okun à l'intérieur d'un cadre de long terme où les variables sont exprimées en niveaux² et en tenant compte d'une dynamique asymétrique.

Ce chapitre va innover au sein de la littérature sur plusieurs points. Tout d'abord, l'emploi du modèle ARDL³ de Shin *et al.* (2011) permet de faire référence à une relation d'équilibre où les déviations sont de nature temporaires. Cette approche a le mérite de s'éloigner des versions de la loi d'Okun où les composantes de long terme du PIB réel et du chômage sont éliminées par le passage en "différences premières" ou par la soustraction des séries observées aux séries tendanciennes. De plus, l'asymétrie pourra se manifester également à long terme et pas seulement à court terme à l'inverse des travaux de Crespo Cuaresma (2003) ou de Silvapulle *et al.* (2004). Ce modèle est appliqué sur trois grands pays européens : Allemagne, France et Royaume-Uni⁴. Les résultats contribuent à la littérature empirique sur la loi d'Okun et l'enrichissent dans plusieurs directions.

Les différentes estimations soulignent le caractère restrictif de la modélisation linéaire. Le passage à une structure asymétrique est décisif puisque le Royaume-Uni présente une relation de cointégration absente dans le cadre linéaire. En revanche, aucune relation de cointégration n'est mise en évidence en Allemagne et en France. Pour les deux économies majeures de la zone euro, les contractions et expansions du PIB réel n'affectent pas durablement le niveau de chômage, conformément à l'analyse d'Okun (1962) où croissance et chômage sont reliées uniquement sur un horizon de court terme. Outre-Manche, il ressort que cette relation de cointégration est significativement asymétrique car le coefficient associé aux contractions est plus élevé en valeur absolue que le coefficient associé aux expansions. Ces résultats soulignent que la persistance du chômage britannique est générée par la dynamique du PIB réel. Nous pensons que les variations du chômage de longue durée jouent un rôle déterminant pour expliquer l'existence d'une relation d'Okun sur un horizon de long terme. Enfin, une forme nouvelle d'asymétrie est également mise en évidence pour l'économie britannique. Les résultats indiquent de façon robuste que le chômage réagit fortement aux variations de fortes ampleurs du PIB réel tandis que les variations de faible ampleur n'exercent pas d'impact sur le chômage. Ces phases de croissance lente viennent remettre en cause l'existence d'une relation négative linéaire entre

2. D'après le chapitre consacré à la méta-analyse, 9,9% des articles issus de la littérature modélisent la relation en niveaux, le reste des articles se basent sur une loi d'Okun exprimé en "*différences premières*" ou en version "*gap*".

3. *Autoregressive Distributed Lag* ou en français modèle autorégressif avec retards distribués.

4. Nous reprenons les pays rencontrés au troisième chapitre à l'exception de l'Italie.

chômage et production.

Ce chapitre est organisé de la manière suivante. Dans une seconde section, nous revenons en détail sur la littérature empirique et théorique consacrée à l'asymétrie du coefficient d'Okun. La troisième section décrit la méthodologie employée dans ce chapitre en présentant le modèle ARDL asymétrique cointégré de Shin *et al.* (2011). La quatrième section présente l'ensemble de nos résultats. La cinquième section discute de la portée de nos résultats. Enfin, la dernière section de ce chapitre conclut.

4.2 Revue de la littérature

4.2.1 Travaux empiriques sur l'asymétrie du coefficient d'Okun

La prise en compte de l'asymétrie dans les séries macroéconomiques est un phénomène récent qui s'inscrit en parallèle du raffinement des techniques économétriques et statistiques.

Les premiers travaux ont porté sur la nature potentiellement asymétrique de séries telles que le PIB réel ou le chômage. Dans un article célèbre, Neftçi (1984) a montré, à l'aide de tests nonparamétriques, que le taux de chômage présente un comportement asymétrique. Sur des données américaines de 1959 à 1978, il prouve de manière formelle l'intuition⁵ d'un taux de chômage qui se caractérise par des hausses soudaines et brutales tandis que les baisses sont plus graduelles.

Plus tard, et toujours pour l'économie américaine, Rothman (1991) viendra compléter et confirmer les travaux de Neftçi. Alors que ce dernier travaille sur un taux de chômage agrégé, Rothman reprend les tests employés par Neftçi et les applique sur des séries sectorielles du taux de chômage (secteur agricole, secteur manufacturier et construction). Rothman montre que la présence de l'asymétrie varie fortement selon le taux de chômage considéré. Le taux de chômage du secteur manufacturier ressort comme la seule série à présenter une dynamique asymétrique. Le comportement asymétrique du taux de chômage du secteur manufacturier serait en lien évident avec la dynamique de la production industrielle elle-même asymétrique compte tenu de la volatilité du taux de change. Cette mise en relation du chômage avec la production pour expliquer l'asymétrie a amené les économistes à s'interroger finalement sur la nature potentiellement asymétrique du coefficient d'Okun.

Palley (1993) s'inscrit dans la même démarche que Neftçi et Rothman qui vise à tenir compte de la nature asymétrique des séries macroéconomiques et qui oblige à reformuler

5. Une intuition déjà présente chez Keynes : “*the substitution of a downward for an upward tendency often takes place suddenly and violently, whereas there is, as a rule, no such sharp turning point when a upward is substituted for a downward tendency*”.

les outils macroéconomiques standards. Ce dernier offre une relation d'Okun qui est explicitement asymétrique. A l'aide de données trimestrielles sur l'économie américaine, il propose un modèle dynamique en version "différences premières" où les variations du chômage sont régressées sur le taux de croissance du PIB réel. L'introduction de l'asymétrie dans le modèle de Palley est relativement simple et prend la forme d'une séparation des variations du PIB réel entre variations positives et variations négatives. L'article peut être résumé en deux points. Premièrement, depuis les années 70, le chômage est devenu plus sensible aux mouvements de la production. Deuxièmement, cette hausse en valeur absolue du coefficient d'Okun proviendrait d'une sensibilité accrue du chômage aux contractions de la production. En effet, sur la période 1949-1974, les coefficients associés aux baisses et aux hausses du PIB réel demeurent globalement similaires avec des valeurs respectives de -0,21 et de -0,30. En revanche, pendant la période 1974-1991, l'écart entre les coefficients se creuse ; les coefficients associés aux baisses et aux hausses du PIB réel prenant respectivement les valeurs suivantes : -0,26 et -0,48. Une variation négative du PIB réel exerce un effet plus fort sur le chômage en comparaison à une variation positive de même ampleur. D'après Palley, l'asymétrie du coefficient d'Okun au cours de cette dernière période aurait pour explication la progression de l'emploi féminin. Cette modélisation de l'asymétrie sous forme d'une séparation de la variable exogène entre parties positives et parties négatives sera reprise très largement dans la littérature.

Lee (2000) examine l'asymétrie de la loi d'Okun pour seize pays de l'OCDE avec des données annuelles sous un format statique. A l'aide d'une version "différences premières" il choisit comme variable endogène le PIB réel et comme exogène le taux de chômage, ce dernier étant séparé entre variations positives et variations négatives. Afin d'être complet dans son analyse, Lee utilise également la version "gap"⁶ de la loi d'Okun où le chômage cyclique est séparé entre écarts positifs et négatifs par rapport aux taux de chômage naturel. Les résultats qu'il obtient sont globalement contrastés et la significativité de l'asymétrie dépend essentiellement du pays considéré. Avec la version "différences premières", la Finlande, le Japon et les Etats-Unis présentent un coefficient qui est significativement plus élevé en valeur absolue pour des baisses du chômage que pour des hausses. L'inverse est observé au Canada, en France et aux Pays-Bas. Néanmoins, en moyenne, le coefficient est plus haut en valeur absolue pour les hausses du chômage que pour les baisses. Pour les différentes versions "gap" employées, le sens de l'asymétrie varie aussi considérablement d'un pays à l'autre. Cependant, en moyenne et quelque soit le filtre employé, le coefficient d'Okun est plus élevé en valeur absolue pour les écarts négatifs plutôt que positifs. Dans son article, Lee observe également que l'asymétrie ne ressort pas de manière

6. Le choix d'un filtre reste délicat dans la version gap, c'est pourquoi Lee emploie plusieurs filtres comme le filtre HP, Beveridge-Nelson et Kalman.

significative pour l'économie américaine. Un constat similaire qui est également fait par Ball *et al.* (2013). Lee arrive à la conclusion que l'asymétrie du coefficient d'Okun dépend essentiellement des caractéristiques institutionnelles propres à chaque pays.

Les travaux de Silvapulle *et al.* (2004) viennent prolonger l'examen de l'asymétrie dans le cadre d'une séparation entre variations positives et variations négatives de la production. Les auteurs canadiens emploient un modèle dynamique en données trimestrielles sur la période 1947-1999 pour l'économie américaine où le chômage correspond à la variable endogène. Les trois auteurs emploient une "version gap" de la loi d'Okun où les composantes conjoncturelles du chômage et du PIB réel sont extraites à l'aide d'une décomposition à la Harvey (1985, 1989)⁷. Le travail empirique débute par une modélisation linéaire où les auteurs obtiennent un coefficient de moyen terme⁸ de l'ordre de -0,42. La modélisation asymétrique révèle qu'il s'agit là d'un coefficient qui demeure limité dans son usage. D'après les estimations du modèle asymétrique, le coefficient associé aux écart de production négatifs vaut -0,61 et celui associé aux écarts de production positifs vaut -0,25. Le coefficient issu de la modélisation linéaire tend à sous-estimer les hausses du chômage pendant les récessions et à surestimer les baisses du chômage au cours des expansions. Le chômage cyclique apparaît plus sensible aux écarts de production négatifs que positifs. Une observation confirmée par des tests statistiques qui rejettent de façon significative l'hypothèse nulle de symétrie du coefficient.

Cette modélisation est reprise par Marinkov et Geldenhuys (2007) dans un travail empirique sur le comportement asymétrique de la loi d'Okun en Afrique du Sud. Les auteurs utilisent la version "différences premières" et aussi différents filtres statistiques pour la version "gap" pour valider la robustesse des résultats. Néanmoins, leurs résultats demeurent peu concluants et ne font pas ressortir une asymétrie significative du coefficient d'Okun dans cette économie émergente.

L'ensemble de ces travaux ont comme trait commun de reprendre un traitement de l'asymétrie où la variable endogène est séparée entre parties positives et parties négatives. Une autre perspective pour décrire l'asymétrie comme la réponse différente de la production au chômage selon le régime dans lequel se situe l'économie. Ces modèles que l'on va qualifier de modèles à "seuils" sont décrits dans la suite de cette section.

Crespo Cuaresma (2003) examine la relation entre le chômage cyclique et l'écart de production dans le cadre d'un modèle à changement de régime markovien. Ce modèle est appliqué à l'économie américaine sur la période 1965-1999 en données trimestrielles. À l'aide d'un filtre HP et d'une décomposition à la Harvey, il régresse le chômage cyclique sur

7. Cette décomposition est jugée par les auteurs de l'article comme supérieure par rapport aux autres filtres traditionnellement employés.

8. Le coefficient de moyen terme est calculé dans un modèle dynamique comme la somme des coefficients de la variable exogène divisé par la somme des coefficients des retards de la variable endogène

l'écart de production dans un modèle dynamique⁹. Dans son article, il traite de l'asymétrie sous la forme de deux régimes : un régime d'expansion et un régime récessif. Le passage d'un régime à l'autre va être déclenché par un seuil qui peut dépendre de la valeur du chômage cyclique ou de l'écart de production. La valeur du seuil qui sépare l'économie en deux régimes va être calculée de façon optimale pour différentes valeurs de l'écart de production afin de minimiser la somme des carrés des résidus. L'existence du seuil est testé ensuite contre l'hypothèse nulle d'un modèle linéaire à l'aide d'une procédure bootstrapée. Crespo-Cuaresma trouve que le seuil ressort de manière significative pour les deux filtres et que le seuil vaut -0,39 pour le filtre HP et -0,14 pour la décomposition Harvey. Les intervalles de confiance à 95% autour de ces deux seuils montrent que la valeur nulle est incluse dans l'intervalle de confiance. Le choix d'un seuil exogène avec une valeur nulle comme Lee (2000) ou Silvapulle *et al.* (2004) ressort comme pertinent. Avec le filtre HP, l'auteur obtient un coefficient d'Okun de -0,24 pour le régime récessif et -0,07 pour le régime d'expansion. Avec la décomposition Harvey, l'estimation du régime récessif et expansif fait ressortir un coefficient respectif de -0,44 et de -0,20. Le coefficient d'Okun devient plus élevé en valeur absolue dès que l'économie rentre dans le régime de récession.

Huang et Chang (2005) reprennent le modèle de Crespo-Cuaresma en l'appliquant à l'économie canadienne. L'originalité de leur article est d'inclure, en plus de l'asymétrie, la présence d'un changement structurel dans la relation d'Okun. Avec des données trimestrielles allant de 1960 à 2002 où l'écart de production et le chômage cyclique sont construits par un filtre HP et band-pass¹⁰. Les auteurs trouvent la présence d'un changement structurel¹¹ qui intervient à partir de l'année 1992. Ils testent ensuite l'existence de l'asymétrie¹² dans le régime antérieur au changement structurel (1960-1992) mais pas dans le régime postérieur (1993-2002) compte tenu du faible nombre d'observations dans ce régime. Les deux auteurs remarquent que le coefficient de court terme de l'activité sur le chômage est plus élevé en valeur absolue lorsque l'économie se situe dans le régime récessif que dans le régime d'expansion. D'après les estimations réalisées avec le filtre HP, le coefficient de court terme associé au régime d'expansion approche une valeur de -0,11 contre -0,20 dans le régime récessif. En revanche, le coefficient de moyen terme, celui qui tient compte de la dynamique du modèle, est plus élevé en valeur absolue lorsque l'économie se situe dans le régime d'expansion (-0,51 pour le filtre HP et -0,54 pour le filtre

9. Il ne s'agit pas d'un modèle ARDL car Crespo-Cuaresma n'introduit pas de retards de la variable exogène.

10. Les auteurs emploient également une décomposition Harvey, leurs résultats demeurent robustes à l'emploi de ce filtre.

11. Le changement structurel est détecté par un test Bai-Perron.

12. Dans le régime 1960-1992, le seuil de l'écart de production qui sépare l'économie en régime d'expansion et de récession est estimé à -0,013 pour le filtre HP et -0.010 pour le filtre Band-Pass.

Band-Pass) que dans le régime de récession (-0,37 pour le filtre HP et -0,46 pour le filtre Band-pass). Le sens de l'asymétrie dans une économie va dépendre potentiellement de l'horizon temporel considéré.

Ces deux papiers présentent l'asymétrie du coefficient d'Okun comme le découpage en deux régimes de l'économie : un régime d'expansion et un régime de récession. Or, d'après Fouquau (2008), aucune raison théorique n'existe pour limiter l'étude de l'asymétrie à seulement deux régimes. Fouquau teste la présence de plus d'un seuil dans la relation d'Okun en employant un panel non dynamique de vingt pays industrialisés. Afin de s'assurer de la robustesse de ses résultats, l'auteur utilise une relation d'Okun exprimée en version "différences premières" et en version "gap" avec différents filtres (HP, Band-Pass et Beveridge-Nelson) où la variable endogène correspond au chômage. Ses conclusions sont les suivantes. Tout d'abord, l'hypothèse nulle d'une spécification linéaire reliant le PIB réel au chômage est nettement rejetée en faveur de l'hypothèse alternative de plusieurs régimes. Fouquau sélectionne le chômage cyclique comme variable de seuil et montre la présence d'au moins trois seuils dans la relation d'Okun. L'existence de trois seuils implique la présence de quatre régimes dans la relation d'Okun. La réponse du chômage cyclique à l'écart de production est forte lorsque l'économie se situe dans les régimes extrêmes, c'est-à-dire pour des valeurs très basses ou très hautes du chômage cyclique. Cependant, quand le chômage cyclique se situe dans les deux régimes intermédiaires¹³, la relation tend clairement à s'affaiblir tout en restant significative. En se basant sur les résultats du filtre HP, les deux régimes extrêmes présentent des coefficients de -0,42 et -0,55 tandis que les régimes intermédiaires offrent des coefficients qui prennent les valeurs de -0,10 et -0,27. Des pays comme l'Allemagne, la France ou le Japon possèdent de nombreuses observations dans les régimes intermédiaires. A l'inverse, les pays anglo-saxons, tels que les Etats-Unis ou le Royaume-Uni, disposent d'observations fréquemment placées dans les régimes extrêmes.

L'existence de plus de deux régimes dans la relation d'Okun est trouvée également par Huang et Lin (2006) de manière individuelle pour l'économie américaine sur des données trimestrielles allant de 1948 à 2004. Les deux auteurs taïwanais emploient une approche non paramétrique afin de capturer la non linéarité de la relation d'Okun. Leur approche a le mérite d'une part de tester l'hypothèse nulle de linéarité et d'autre part d'offrir une estimation visuelle de la forme que prend la relation d'Okun. La forme graphique revêt la forme d'une pente reliant le chômage cyclique à l'écart de production. Le chômage cyclique est placé en ordonnées et l'écart de production en abscisses de telle sorte que l'asymétrie devient fonction de la position de l'économie dans le cycle. Il ressort des estimations que la pente de la courbe correspondant à un écart de production situé autour de zéro est moins

13. La grande majorité des observations du panel sont placées dans les régimes intermédiaires.

pentu que la pente correspondant à des écarts de production forts en valeur absolue. En d'autres mots, cela revient à dire que la relation entre l'écart de production et le chômage cyclique prend la forme d'un arbitrage où la relation est faible (forte) quand l'écart de production est de faible (forte) ampleur.

En résumé, il existe deux façons de décrire l'asymétrie du coefficient d'Okun : une première façon consiste à séparer le PIB réel ou le chômage en phases négatives et phases positives comme dans les articles de Lee (2000) ou Silvapulle *et al.* (2004) et une deuxième façon où l'économie est divisée en différents régimes comme dans Crespo Cuaresma (2003) et Fouquau (2008).

Holmes et Silverstone (2006) combinent ces deux perspectives en une seule en utilisant un modèle Markovien à changement de régime. Les auteurs appliquent ce modèle à l'économie américaine avec des données trimestrielles allant de 1963 à 2004. Comme dans un modèle à seuil, l'économie est séparée en deux régimes, l'innovation dans le papier est d'inclure une asymétrie au sein de chaque régime. Cette modélisation revient à estimer en tout quatre coefficients d'Okun. Les résultats principaux de l'article sont les suivants. Tout d'abord, comme dans Crespo Cuaresma (2003), le chômage cyclique est plus sensible à l'écart de production lorsque l'économie se situe dans le régime récessif. Au sein du régime récessif, le chômage réagit plus fortement aux baisses de l'écart de production qu'aux hausses. En revanche, un coefficient d'Okun symétrique semble approprié au sein du régime d'expansion.

Virén (2001) travaille sur une version de la loi d'Okun exprimée en "différences premières" où les variations du chômage sont fonction des variations positives et des variations négatives du PIB réel¹⁴ et des variations de la population active. L'économiste finlandais introduit également un terme de correction d'erreur dans cette équation pour calculer l'ajustement vers le taux de chômage d'équilibre. Ce dernier est calculé à partir de la population en âge de travailler et des structures du marché du travail approximées par des deux tendances : une tendance linéaire et une tendance quadratique. Virén applique ce modèle à vingt pays de l'OCDE en données annuelles sur la période 1960-1997. L'article est brièvement décrit en quatre points. Premièrement, les variations du PIB réel exercent un effet puissant sur le chômage dès que l'écart de production est positif ou le chômage cyclique est négatif. Deuxièmement, lorsque le taux de chômage évolue au dessus de son niveau d'équilibre, l'effet de la croissance du PIB sur le chômage devient négligeable. Troisièmement, les variations du chômage sont particulièrement sensibles aux variations du PIB réel dès que l'économie enregistre un taux de croissance négatif. Enfin, le terme de correction d'erreur suggère que l'ajustement vers le taux de chômage d'équilibre dure

14. Les variations positives et négatives dépendant de variable de seuils tel que le chômage cyclique, l'écart de production ou le taux de croissance du PIB réel. Le chômage cyclique et l'écart de production sont construits à l'aide d'un filtre HP.

environ trois ans.

Tous ces travaux s'inscrivent dans une démarche où l'asymétrie est essentiellement décrite comme un phénomène de court terme où les séries du PIB réel et du chômage sont exprimées en différences premières ou en écart par rapport à des séries tendanciennes. La version "différence premières" de la loi d'Okun souffre, d'après Attfield et Silverstone (1997, 1998) et Harris et Silverstone (2001), d'une mauvaise spécification dans le cas d'une cointégration entre le PIB réel et le chômage. Comme les séries du PIB réel et chômage sont potentiellement intégrées d'ordre un, le travail empirique nécessite d'une part de vérifier l'existence d'une relation de cointégration et d'autre part d'introduire un terme d'un coefficient de correction d'erreur¹⁵ dans la version "différences premières" de la loi d'Okun. L'existence d'une relation de cointégration entre le PIB réel et le chômage est trouvée pour l'économie britannique par Attfield et Silverstone (1998) bien que les résultats demeurent particulièrement ambigus¹⁶.

De leur côté, Harris et Silverstone (2001) choisissent de modéliser la relation PIB réel-chômage dans un cadre de court terme et de long terme en suivant les travaux de Attfield et Silverstone sur un échantillon de sept pays industrialisés¹⁷. Plutôt que séparer l'écart de production ou les variations du PIB réel en phases positives et phases négatives comme Lee ou Virén, les auteurs rendent le terme de correction d'erreur asymétrique. Par cette approche, l'ajustement vers la relation d'équilibre en PIB réel et chômage dépend de la position de l'économie dans le cycle.

La difficulté de mettre en avant une relation de cointégration entre le PIB réel et le chômage tiendrait selon Granger et Yoon à la présence d'une dynamique asymétrique entre les deux séries. Les deux auteurs soulignent l'idée que deux séries peuvent partager une relation de cointégration dans le cas où elles réagissent ensemble à un certain nombre de chocs. Granger et Yoon montrent qu'il existe une relation de long terme entre le PIB et le chômage. A l'aide de données mensuelles regroupant la production industrielle et le taux de chômage, Granger et Yoon arrivent à la conclusion que si le chômage et l'activité ne partagent pas une tendance commune. Cependant, une contraction de l'activité conduira à une hausse à long terme du chômage.

Les travaux de Schorderet (2001) trouvent également un comportement asymétrique du chômage par rapport aux variations de l'activité. Ce dernier, à l'aide d'une procédure Engle-Granger, régresse en niveaux le taux de chômage sur le PIB réel, dans un modèle asymétrique et cointégré, qui est décomposé en deux variables représentant respectivement

15. Par exemple, Lee (2000) régresse les variations du PIB réel sur celle du chômage sans tenir compte d'un coefficient de correction d'erreur.

16. La procédure Engel-Granger conclut à l'absence de relation de cointégration tandis que la procédure Johansen arrive à la conclusion inverse.

17. Allemagne, Australie, Canada, Etats-Unis, Japon, Nouvelle-Zélande et Royaume-Uni

les sommes partielles des variations positives et négatives. Il montre que l'impact des baisses du PIB réel sur le chômage est significativement plus large en valeur absolue que les augmentations du PIB traduisant ainsi la présence d'hystérèse au sein de l'économie américaine. Plus précisément, une expansion de PIB réel de 7% est requise pour réduire le chômage de 1% alors qu'une baisse du PIB réel de seulement 1,3% provoque une hausse du chômage de 1%. En résumé, l'économie américaine présente une relation de cointégration asymétrique entre le chômage et le PIB réel.

D'après Sinclair (2009), la relation d'Okun tend à s'exprimer sur un horizon de long terme à travers les composantes permanentes du PIB réel et du chômage. L'existence d'une relation de cointégration entre le PIB réel et le chômage pourrait de fait être masquée par la présence d'une dynamique asymétrique. L'objet de ce chapitre tend à résoudre ce problème car nous avons vu, dans le précédent chapitre, qu'un certain nombre de pays européens se caractérisaient également par une loi d'Okun s'exprimant à travers les composantes permanentes plutôt que transitoires.

Après avoir examiné l'ensemble des résultats sur les travaux empiriques sur l'asymétrie du coefficient d'Okun, la sous-section suivante discute des différentes explications proposées pour comprendre cette asymétrie.

4.2.2 Travaux théoriques sur l'asymétrie

Plusieurs tentatives ont été avancées pour expliquer l'asymétrie de la relation PIB réel-chômage. Parmi les interprétations possibles de l'asymétrie, on retrouve des éléments hétérogènes comme l'offre de travail, le management des ressources humaines, le phénomène d'hystérèse ou encore le lien avec la courbe de Phillips. Ces différentes explications ne sont pas exclusives les unes des autres. Chacune de ces explications sont détaillées :

- L'offre de travail

Palley attribue l'asymétrie de la loi d'Okun aux changements structurels survenus dans l'offre de travail aux Etats-Unis. L'offre de travail ne joue plus son rôle d'amortisseur des fluctuations de la production sur le chômage. Lors d'une contraction, en parallèle à la hausse du taux de chômage, on assiste à une baisse du taux de participation. Les perspectives de trouver un emploi étant devenues plus difficiles, de nombreux travailleurs quittent la population active. Ces sorties de travailleurs de la population active permettent de réduire la progression du chômage au cours d'une récession. Toutefois, comme l'observe Palley (1993) ainsi que Lee (2000), les transformations du marché du travail aux Etats-Unis avec notamment l'entrée progressive de travailleurs féminins ont peu à peu réduit le rôle amortisseur de l'offre de travail. Comment comprendre un tel mécanisme ? Ce mécanisme va s'expliquer par le comportement différent des travailleurs masculins et féminins au cours des récessions. Au cours des récessions, les travailleurs féminins tendent à rester

dans la population active ce qui tend à affaiblir le phénomène des “travailleurs découragés” et par conséquent va exacerber l’effet d’une récession sur le chômage. A l’inverse, le comportement des travailleurs masculins est représentatif d’un phénomène d’entrées et de sorties de la population active. Pour le dire autrement, les travailleurs découragés sont essentiellement des hommes. La progression soutenue de l’emploi féminin depuis les années 70 est venue diminuer le rôle amortisseur de l’offre de travail sur la loi d’Okun et par conséquent renforcer l’asymétrie de la relation. Ce mécanisme est également mis en avant par Lang et De Perreti (2009) pour expliquer pourquoi le chômage réagit asymétriquement à des chocs de croissance de signe différent.

- La gestion des ressources humaines

Silvapulle *et al.* (2004) proposent une explication détaillée de l’asymétrie qui repose sur le comportement d’embauche et de licenciement des entreprises. D’un côté, l’asymétrie peut mener à la conclusion que le chômage réagit plus fortement aux contractions qu’aux expansions. D’après les auteurs, ce trait de l’asymétrie provient du pessimisme des employeurs dans le sens où les mauvaises nouvelles conjoncturelles leur apparaissent avec plus de certitude que les bonnes nouvelles. En supposant l’absence de contraintes réglementaires sur l’embauche et le licenciement, dès l’entrée en récession les employeurs vont réagir rapidement en se séparant d’une partie de leur personnel. A l’inverse, quand l’économie prend le chemin de la reprise, les firmes demeurent réticentes à embaucher du personnel car elles doutent de la “durabilité” de la reprise.

D’un autre côté, l’asymétrie peut mener à la conclusion que le chômage est plus sensible aux phases d’expansions qu’aux phases de contractions¹⁸. Cette explication de l’asymétrie suppose implicitement l’existence de contraintes institutionnelles fortes ou un degré élevé de rigidité du marché du travail. Une explication qui pourrait, comme le rappelle Lee (2000) et Silvapulle *et al.* (2004), trouver tout son sens en Europe et au Japon. Une réglementation contraignante sur les licenciements fait qu’une baisse de la production n’aura qu’un impact limité sur le chômage. En période de reprise, les firmes se remettent à embaucher de nouveaux travailleurs car les embauches sont réglementées de manière plus souple. Une explication complémentaire provient de l’investissement des entreprises dans la formation du personnel. Lorsqu’une baisse de la production survient, les firmes sont réticentes à se séparer du personnel compte tenu de la perte en capital humain dont va souffrir l’entreprise. Au cours d’une expansion, les employeurs se remettent à embaucher puisque le processus de formation des salariés est lent. En résumé, la rigidité du marché du travail et le capital humain spécifique à chaque entreprise font que le chômage réagira plus fortement à la production dans un régime d’expansion que de contraction.

- Le rôle de l’hystérèse

18. Ce type d’asymétrie est l’inverse de celle décrite précédemment.

Des auteurs comme Schorderet (2001) ou plus récemment Lang et De Perreti (2009) insistent pour relier l'asymétrie du coefficient d'Okun au phénomène d'hystérèse¹⁹. D'après Schorderet, la loi d'Okun pourrait en fait relier le PIB réel et le chômage dans une relation en niveau et non simplement en "différences premières". Comment se manifeste l'hystérèse dans la relation d'Okun ? Les explications de Schorderet sont ici reprises brièvement. On considère une économie en situation initiale avec un taux de chômage u_0 et un niveau d'activité y_0 . Un choc négatif sur l'activité vient réduire le niveau d'activité de l'économie ($y_1 < y_0$) engendrant une hausse du taux de chômage ($u_1 > u_0$). Une fois que l'économie sort de la récession et rattrape son niveau d'activité ($y_2 = y_0$), le chômage se remet à décroître mais compte tenu du phénomène d'hystérèse à l'oeuvre, la hausse transitoire du chômage est devenue une hausse durable ($u_2 > u_0$). L'hystérèse suppose une réponse asymétrique du chômage par rapport aux mouvements du PIB réel. D'après les modèles de type *insiders/outsiders* ou à capital humain, si les employeurs se séparent d'un certain nombre de travailleurs après un choc de croissance négatif, ils ne vont pas embaucher exactement le même nombre de travailleurs suite à un choc de croissance positif d'ampleur comparable au choc négatif. Lang et de Perreti proposent un modèle théorique de la loi d'Okun avec des fondements microéconomiques basé sur le comportement hétérogène des entreprises. La transposition de ce modèle théorique à un niveau macroéconomique implique que les chocs passés sur le taux de croissance du PIB réel sont gardés en mémoire dans le taux de chômage présent. Autrement dit, les trajectoires passées du taux de chômage influencent le taux de chômage d'aujourd'hui.

- le lien avec la courbe de Phillips

D'après Silvapulle *et al.* (2004) et Harris et Silverstone (2001), la liaison de l'asymétrie du coefficient d'Okun avec l'asymétrie de la courbe de Phillips est évident. Il suffit de rappeler que la courbe de Phillips est la combinaison de la relation d'Okun avec la courbe d'offre globale pour faire surgir le lien. Par conséquent, la présence d'asymétrie dans la loi d'Okun implique de l'asymétrie dans la courbe de Phillips.

Une étude complète de l'asymétrie de la relation d'Okun doit donc s'interroger si l'asymétrie révèle un caractère de court terme ou de long terme. D'après Huang et Chang (2005), le sens de l'asymétrie varie selon l'horizon temporel considéré. L'emploi d'un modèle ARDL asymétrique et cointégré ressort comme idéal car ce modèle économétrique traite l'asymétrie de la relation d'Okun à court terme et à long terme. La présentation du modèle ARDL asymétrique cointégré de Shin *et al.* (2011) fait l'objet de la section suivante.

19. Une présentation de l'hystérèse a été réalisée dans le second chapitre.

4.3 Le modèle autorégressif cointégré et asymétrique

La présence d'asymétrie dans la relation PIB réel-chômage a généré une vaste littérature empirique. Cette dernière est dominée par des modèles à seuils tel que celui de Crespo Cuaresma (2003) où les changements de régimes sont capturés par une variable de seuil et les modèles où la variable endogène est séparée entre phases positives et phases négatives comme dans Silvapulle *et al.* (2004). Le point commun de ces deux approches est de représenter la loi d'Okun comme un phénomène de court terme. Ces modèles emploient les versions "différences premières" et "gap" de la loi d'Okun. Dans ces représentations, les niveaux du chômage et du PIB réel sont éliminés en soustrayant les séries observées aux séries tendanciennes ou en travaillant sur les séries en variations. Cette démarche a l'inconvénient d'engendrer une perte d'information sur le niveau des variables et d'abandonner l'idée d'une explication du taux de chômage par le niveau du PIB réel. Or, le troisième chapitre a montré qu'une modélisation plus adéquate de la relation d'Okun implique de tenir compte des phénomènes structurels tout autant que les fluctuations conjoncturelles.

4.3.1 Définition du modèle

Le modèle de Shin *et al.* (2011) est employé dans ce chapitre, les auteurs reprennent la représentation autorégressive et cointégrée de Pesaran *et al.* (2001) en y incorporant des effets asymétriques à long terme et à court terme²⁰. Le modèle linéaire proposé par Pesaran *et al.* (2001) est défini comme :

$$\phi(L)y_t = \alpha_0 + \alpha_1 w_t + \beta'(L)x_t + \nu_t \quad (4.1)$$

où $\phi(L) = 1 - \sum_{i=1}^{\infty} \phi_i L^i$ et $\beta(L) = \sum_{j=1}^{\infty} \beta_j L^j$ avec L étant l'opérateur retard et w_t est un vecteur de variables déterministes tel que des constantes, des variables muettes et saisonnières, des tendances et des variables exogènes. Le modèle de Shin *et al.* (2011) ressort comme une extension de l'équation (4.1) en introduisant de l'asymétrie à court terme et à long terme. En suivant la méthodologie employée par Schorderet (2001) et Shin *et al.* (2011), la relation de cointégration asymétrique va prendre la forme suivante :

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + \nu_t \quad (4.2)$$

20. Un modèle qui actuellement fait l'objet de nombreux travaux en macroéconomie et en finance comme, par exemple, dans le domaine de la transmission des taux d'intérêts aux prêts bancaires (Verheyen (2013)), la transmission du taux de change aux prix domestiques (Delatte et Lopez-Villaviciencio (2012)) ou encore la relation entre inflation et prix de l'immobilier (Katrakilidis et Trachanas (2012)).

où β^+ et β^- sont les coefficients de long terme et x_t est un vecteur décomposé comme :

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^- \quad (4.3)$$

où, x_t^+ et x_t^- représente respectivement les sommes partielles des variations positives et négatives de x_t :

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta x_j, 0) \quad (4.4)$$

$$x_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta x_j, 0) \quad (4.5)$$

En combinant l'équation (4.2) avec l'équation (4.1), le modèle à correction d'erreur asymétrique prend la forme suivante :

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \varphi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^q (\pi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \epsilon_t \quad (4.6)$$

avec $\beta^+ = -\theta^+/\rho$ et $\beta^- = -\theta^-/\rho$.

L'attrait du modèle est important car premièrement celui-ci est estimable par la méthode d'estimation MCO, et deuxièmement grâce aux propriétés de ce modèle, on peut distinguer parmi les différents cas possibles de cointégration : une cointégration linéaire, une cointégration asymétrique ou l'absence de cointégration. L'existence d'une relation de cointégration asymétrique est détectable par l'emploi de deux tests. D'après Banerjee *et al.* (1998), si $\rho = 0$ alors l'équation (4.6) se résume à une relation où les variables sont exprimées seulement en "différences premières" entraînant l'absence de relation de long terme entre les niveaux de y_t , x_t^- et x_t^+ . Ce premier test, dénommé t_{bdm} , revient à examiner le t -statistique associé à ρ testant l'hypothèse nulle que $\rho = 0$.

A côté de ce test, la relation de long terme entre y_t , x_t^- et x_t^+ peut être testée au moyen d'un F -test à l'aide de la procédure *bounds testing* de Pesaran *et al.* (2001). Dans cette procédure, on pose l'hypothèse nulle : $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$ contre l'hypothèse alternative que les coefficients sont significativement différents de zéro. Par la suite, ce test sera appelé F_{pss} . Les valeurs critiques des tests t_{bdm} et F_{pss} sont extraites de l'article de Pesaran *et al.* (2001) et vont dépendre de k : le nombre de variables rentrant dans la relation de long

terme²¹.

L'étape suivante consiste à examiner si les coefficients de long terme associés à x_t^- et x_t^+ sont asymétriques. A l'aide d'un test de Wald, la significativité de l'asymétrie de long terme est examinée en posant l'hypothèse nulle : $\theta^+ = \theta^-$, ce qui revient à tester l'hypothèse nulle que les coefficients de long terme sont symétriques : $\beta^+ = \beta^-$. L'examen des intervalles de confiance de ces deux coefficients est également employé. L'ajustement dynamique de court terme des variations positives et négative de l'activité va être capturé par les paramètres π_j^+ et π_j^- . L'asymétrie de court terme sera examinée par deux tests de Wald qui prennent la forme suivante : une symétrie simple avec $\pi_j^+ = \pi_j^-$ pour tout $i = 1 \dots q$ et une symétrie additive avec $\sum_{i=0}^q \pi_i^+ = \sum_{i=0}^q \pi_i^-$. Enfin, le modèle permet de calculer les multiplicateurs dynamiques et de regarder l'effet d'une variation de x^+ et x^- sur y_t . Les multiplicateurs dynamiques se calculent comme suit :

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\partial y_{t+j}}{\partial x_t^+}$$

$$m_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\partial y_{t+j}}{\partial x_t^-}$$

Par construction, lorsque $h \rightarrow \infty$, on obtient $m_h^+ \rightarrow \beta^+$ et $m_h^- \rightarrow \beta^-$. Ces multiplicateurs dynamiques permettent de visualiser l'ajustement d'un équilibre initial au nouvel équilibre suite à un choc sur x_t^- (contraction) ou x_t^+ (expansion).

D'après Fouquau (2008), il n'existe aucune raison de limiter l'existence de l'asymétrie à seulement deux régimes. On peut imaginer que la sensibilité du chômage diffère entre des variations extrêmes et faibles du PIB réel. Des mouvements de forte ampleur de la production que ce soit à la hausse ou la baisse signalent des phases d'embellie ou de dépression qui sont capables d'affecter durablement le taux de chômage. L'existence de plusieurs régimes va modifier la nature de l'asymétrie. La variable x_t va être fractionnée en trois différentes sommes partielles²² comme suit :

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^{+-} + x_t^- . \quad (4.7)$$

21. D'après Shin *et al.* (2011), la décomposition entre x_t^- et x_t^+ rend le choix de k délicat. Pour une relation de long terme entre y_t , x_t^- et x_t^+ , la vraie valeur de k va se situer entre 1 et 2. Si nous retenons $k=1$, cela produit un test avec une valeur critique plus élevée et par essence plus conservateur. Le rejet de l'hypothèse nulle nous renforce dans l'idée de l'existence d'une relation en niveaux entre les variables.

22. Dans ce chapitre, l'asymétrie est testée en présence de deux régimes et trois régimes.

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^t \Delta x_j I(\Delta x_j > c_1) \quad (4.8)$$

$$x_t^{+-} = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^{+-} = \sum_{j=1}^t \Delta x_j I(c_2 \leq \Delta x_j \leq c_1) \quad (4.9)$$

$$x_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^t \Delta x_j I(c_2 > \Delta x_j) \quad (4.10)$$

où I est une fonction indicatrice qui prend la valeur de 1 si la condition est satisfaite et 0 sinon, x_t^+ , x_t^{+-} et x_t^- représentent les sommes partielles des variations de x_t séparées par les différents seuils c_1 et c_2 . Les tests de symétrie ainsi que le calcul des coefficients multiplicateurs vont être similaires au modèle à deux régimes.

4.3.2 Données

Les données utilisées de ce chapitre sont trimestrielles et proviennent de trois pays industrialisés : Allemagne, France et Royaume-Uni. Les séries sont corrigées des variations saisonnières et collectées sur la base de données OCDE.stat. Le PIB réel est exprimé en logarithme et multiplié par 100. Le taux de chômage est exprimé en point de pourcentage.

L'analyse de Schorderet (2001) est reprise dans la mesure où le niveau de chômage va dépendre des mouvements du PIB réel comme suit :

$$UN_t = f(\ln PIB_t^+, \ln PIB_t^-)$$

où $\ln PIB_t^+$ et $\ln PIB_t^-$ correspondent respectivement aux sommes partielles des variations positives et négatives de $\ln PIB$. UN_t est le taux de chômage de l'économie. Le chapitre consacré à la méta-analyse indique que l'emploi d'une spécification avec le chômage comme variable endogène représente l'impact d'une variation de la demande agrégée sur le chômage.

Le point de départ du travail empirique consiste à vérifier l'existence d'une relation de cointégration linéaire entre le PIB réel et le chômage à partir du modèle ARDL linéaire de Pesaran *et al.* (2001). A cette fin, un modèle autorégressif et cointégré dérivé de l'équation (4.1) va être estimé :

$$\Delta UN_t = \mu + \rho UN_{t-1} + \theta \ln PIB_{t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta UN_{t-1} + \sum_{j=0}^q \pi_j \Delta \ln PIB_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.11)$$

avec $\beta = -\theta/\rho$ où β représente le coefficient de long terme c'est à dire l'impact durable d'une variation du PIB réel sur le chômage.

Cette approche possède plusieurs mérites. Tout d'abord, contrairement à la procédure Engle-Granger qui se déroule en deux étapes, la procédure *bounds testing* de Pesaran *et al.* (2001) permet de détecter une relation de cointégration en une seule étape. Un autre avantage de la procédure *bounds testing* est qu'elle permet de réaliser une inférence correcte sur de petits échantillons, un avantage non négligeable compte tenu de la taille souvent restreinte de nos observations. Enfin, la procédure permet de mélanger des variables qui ne sont pas intégrés du même ordre : I(0) et I(1). Ce modèle permet ainsi une inférence de qualité sur l'estimation de la relation de long terme²³, contrairement à la procédure Johansen qui produira des résultats erronés. Cependant, la procédure *bounds testing* n'est pas valide en présence de variables intégrées d'ordre deux : I(2).

D'après Shin *et al.* (2011), la présence d'une dynamique asymétrique peut masquer l'existence d'une relation de cointégration. Afin de tester cette éventualité, un modèle à correction d'erreur asymétrique basé sur l'équation (4.6) est estimé :

$$\Delta UN_t = \mu + \rho UN_{t-1} + \theta^+ \ln PIB_{t-1}^+ + \theta^- \ln PIB_{t-1}^- + \quad (4.12)$$

$$\sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta UN_{t-1} + \sum_{j=0}^q (\pi_j^+ \Delta \ln PIB_{t-1}^+ + \pi_j^- \Delta \ln PIB_{t-1}^-) + \epsilon_t$$

avec $\beta^+ = -\theta^+/\rho$ et $\beta^- = -\theta^-/\rho$.

β^+ correspond à une baisse durable du chômage suite à un choc positif sur le PIB réel et β^- correspond à une hausse durable du chômage suite à un choc négatif sur le PIB réel. L'existence d'une forme d'asymétrie à trois régimes est également testée avec :

$$\Delta UN_t = \mu + \rho UN_{t-1} + \theta^+ \ln PIB_{t-1}^+ + \theta^{+-} \ln PIB_{t-1}^{+-} + \theta^- \ln PIB_{t-1}^- + \quad (4.13)$$

23. Delatte et Lopez-Villaviciencio (2012) précisent que si toutes les variables sont I(1) dans l'équation (7), il s'agira d'une relation de cointégration. Si l'équation mélange des variables I(0) et I(1), il s'agira plutôt d'une relation de long terme.

$$\sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta U N_{t-1} + \sum_{j=0}^q (\pi_j^+ \Delta \ln PIB_{t-1}^+ + \pi_j^{+-} \Delta \ln PIB_{t-1}^{+-} + \pi_j^- \Delta \ln PIB_{t-1}^-) + \epsilon_t$$

avec $\beta^+ = -\theta^+/\rho$, $\beta^{+-} = -\theta^{+-}/\rho$ et $\beta^- = -\theta^-/\rho$. Les premières lignes des équations (4.12) et (4.13) représentent la relation de long terme où les variables sont exprimées en niveau. Les secondes lignes des équations (4.12) et (4.13) correspondent à la relation de court terme où les variables sont exprimées en “différences premières”. La présence éventuelle d’une relation de cointégration asymétrique va faire l’objet de la suite de ce chapitre.

Toutefois, l’ordre d’intégration des séries est fondamental pour effectuer une inférence de qualité²⁴, une étape essentielle consiste à réaliser des tests de racine unitaire sur les séries.

4.3.3 Ordre d’intégration des séries

La recherche de racine unitaire fait partie d’un travail économétrique préliminaire visant à connaître l’ordre d’intégration de nos séries. Un test de racine unitaire et un test de stationnarité sont appliqués : le test de Dickey et Fuller (1979) augmenté ou test ADF et le test KPSS proposé par Kwiatkowski *et al.* (1992). Ce travail empirique retient deux spécifications : une spécification avec constante et une spécification avec constante et tendance.

Les tableaux 4.13 et 4.14 présentent les résultats respectifs du test ADF sur le PIB réel et le chômage. Le test ADF amène à la conclusion que les séries du PIB réel sont intégrés d’ordre un. Il ressort du tableau 4.14 que le taux de chômage est intégré d’ordre un dans l’ensemble des trois pays. Afin d’assurer la robustesse de ces premiers tests, un test de stationnarité est employé : le test KPSS. Les tableaux 4.15 et 4.16 présentent les résultats respectifs du test KPSS sur le PIB réel et le chômage. Les résultats mettent en évidence que le PIB réel est intégré d’ordre 1 en Allemagne et au Royaume-Uni. Les résultats apparaissent plus contrastés en France et dépendent de la spécification retenue. La spécification sans tendance indique un ordre d’intégration supérieur à un, alors que celle avec tendance montre une série qui est I(1). Les résultats issus de la spécification avec tendance sont privilégiés compte tenu que les séries du PIB réel s’accordent mieux avec une représentation en tendance. Le tableau 4.16 indique que le taux de chômage est intégré d’ordre 1 dans les trois pays. En résumé, l’ensemble des séries présente un ordre d’intégration égale à un, l’examen d’une éventuelle relation de cointégration entre le PIB réel et le chômage apparaît pertinent.

24. La procédure *bounds testing* demeure seulement valide en présence de variables I(0) ou I(1).

Tableau 4.1 – Estimation du modèle ARDL linéaire

	Allemagne		France		R.-U.	
<i>Constante</i>	2,547(1,798)	-10,029(6,469)	2,348**(1,081)	1,091(6,010)	0,891(0,569)	11,583(7,702)
<i>Trend</i>		-0,004**(0,002)		-0,000(0,002)		0,005(0,004)
UN_{t-1}	-0,008(0,011)	-0,010(0,011)	-0,010(0,008)	-0,013(0,009)	-0,007(0,005)	-0,019*(0,010)
$\ln PIB_{t-1}$	-0,002(0,001)	0,007(0,005)	-0,002*(0,000)	-0,000(0,004)	-0,000(0,000)	-0,009(0,006)
ΔUN_{t-1}	0,460**(0,061)	0,293**(0,079)	0,372**(0,069)	0,319**(0,074)	0,574**(0,056)	0,553**(0,057)
ΔUN_{t-2}		0,167**(0,069)				
$\Delta \ln PIB_t$	-0,138**(0,018)	-0,130**(0,018)	-0,097**(0,027)	-0,081**(0,029)	-0,061**(0,014)	-0,063**(0,014)
$\Delta \ln PIB_{t-1}$		-0,053**(0,020)	-0,086**(0,029)	-0,070**(0,030)	-0,055**(0,014)	-0,049**(0,015)
$\Delta \ln PIB_{t-2}$				-0,067**(0,030)	-0,044**(0,015)	-0,039**(0,015)
β	-0,196(0,390)	0,682(0,768)	-0,163(0,200)	-0,048(0,397)	-0,082(0,084)	-0,495**(0,176)
\bar{R}^2	0,48	0,51	0,46	0,47	0,71	0,71
F_{pss}	5,76	1,51	9,61	1,44	1,77	1,88
t_{bdm}	-0,76	-0,96	-1,27	-1,51	-1,40	-1,92
<i>Jarque – Bera</i>	0,00	0,00	0,03	0,04	0,00	0,00
χ^2_{SC}	0,25	0,54	0,94	0,99	0,64	0,67

^a ** et * indiquent la significativité au seuil de 5% et 10% respectivement.

^b Le F_{pss} teste l'hypothèse nulle que $\rho = \theta = 0$ avec $F_{crit}=5,73$. t_{bdm} teste l'hypothèse nulle que $\rho = 0$ avec $t_{crit}=-3,22$. Les valeurs critiques correspondent au seuil de 5% sont et sont extraites de Pesaran *et al.* (2001) pour $k=1$. Avec une tendance déterministe, les valeurs critiques prennent les valeurs suivantes : $F_{crit}=7,30$ et $t_{crit}=-3,69$.

^c χ^2_{SC} est le test de Lagrange pour la présence d'autocorrélation. *Jarque – Bera* est le test de normalité des résidus. Pour ces deux tests, les *p-values* associées sont présentées.

4.4 Résultats

4.4.1 PIB réel et chômage : absence de relation en niveau

La première étape consiste à estimer l'équation (4.11) où le chômage et le PIB réel sont reliés en niveau de manière linéaire. La présence d'une relation de cointégration est testée à l'aide des tests F_{pss} ²⁵ et t_{bdm} . L'estimation de l'équation (4.11) est présentée dans le tableau 4.1²⁶. D'après, les estimations, le Royaume-Uni ne présente pas de relation en niveau entre le chômage et le PIB réel. La lecture des résultats indique que l'hypothèse nulle d'une absence de relation de cointégration n'est pas rejetée. Les statistiques du F_{pss} et du t_{bdm} présentent des valeurs inférieures aux valeurs critiques et ne parviennent pas à rejeter

25. Dans le cadre linéaire, le F_{pss} revient à tester l'hypothèse nulle : $\rho = \theta = 0$.

26. Le relation de long terme entre PIB réel et chômage est augmenté d'une tendance déterministe car la série du PIB réel présente une tendance fortement croissante.

l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. En Allemagne et en France, les résultats ressortent comme plus contradictoires et ne permettent pas de trancher définitivement sur la présence d'une relation de cointégration. En effet, la procédure "*bounds testing*" indique que la France et l'Allemagne rejettent l'hypothèse nulle mais cette conclusion est infirmée par le test t_{bdm} qui tend plutôt à ne pas rejeter cette hypothèse. Toutefois, la spécification avec tendance montre que les deux tests sont inférieurs à leurs valeurs critiques. De plus, le coefficient β ne ressort pas significatif dans les différentes spécifications. La seule exception concerne le Royaume-Uni où le coefficient β prend une valeur significative de 0,495 dans la spécification avec tendance. Une hausse (baisse) de 2% du PIB réel est nécessaire pour réduire (augmenter) le chômage de 1%.

L'application du modèle ARDL linéaire de Pesaran *et al.* (2001) à la loi d'Okun n'est pas encourageante. Aucun des trois pays ne présente une relation de long terme entre PIB réel et chômage. Une conclusion en accord avec l'idée que les variations du PIB réel exerce des effets sur les fluctuations du chômage mais ne peut pas produire des effets permanents et durables sur son niveau.

Une relation symétrique et linéaire entre le PIB réel et le chômage ne peut que s'exprimer avec des séries en "différences premières"²⁷ ou en éliminant la tendance des différentes séries. Les coefficients associés à π qui expriment la relation de court terme en "différences premières" ressortent en effet significatifs et de signes attendus dans les estimations et s'accordent avec les coefficients issus de la littérature. Par conséquent, l'estimation de la relation d'Okun revient à estimer l'équation suivante :

$$\Delta UN_t = \mu + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta UN_{t-1} + \sum_{j=0}^q \pi_j \Delta \ln PIB_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.14)$$

$$\omega = \frac{\sum_{j=0}^q \pi_j \Delta \ln PIB_{t-1}}{1 - \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta UN_{t-1}}$$

où ω représente le coefficient d'Okun de moyen terme. Les résultats de l'estimation de l'équation (4.14) sont présentés dans le tableau 4.2. A l'inverse du coefficient de long terme β , le coefficient ω ressort significatif dans les estimations. La relation entre le PIB réel et le chômage est uniquement robuste à moyen terme. L'impact instantané de la croissance, mesuré par le coefficient π_t , sur le chômage va d'un maximum de -0,131 pour l'Allemagne à un minimum de -0,068 pour le Royaume-Uni. Ces coefficients qui ne mesurent que les effets instantanés de la relation entre PIB réel et chômage sont particulièrement faibles

27. Une approche que l'on retrouve dans les travaux de Okun (1962).

en valeur absolue si l'on compare au -0,33 de l'article d'Okun (1962). Le coefficient ω qui tient compte de la dynamique du chômage est plus proche des estimations originales et va d'un maximum de -0,387 pour le Royaume-Uni à un minimum de -0,198 pour la France. A l'exception de l'Allemagne et de la France, le coefficient ω est plus élevé en valeur absolue que le coefficient instantané π_t en tenant compte des intervalles de confiance à 95%. Le marché du travail britannique s'ajuste plus lentement aux mouvements du PIB réel par rapport au marché du travail allemand et français.

Tableau 4.2 – Estimation du modèle ARDL uniquement en “différences premières”

	Allemagne	France	R-U
<i>Constante</i>	0,077** (0,019)	0,073** (0,019)	0,077** (0,016)
ΔUN_{t-1}	0,431** (0,069)	0,512** (0,064)	0,530** (0,079)
ΔUN_{t-2}	0,138** (0,069)		
$\Delta \ln PIB_t$	-0,131** (0,018)	-0,097** (0,027)	-0,068** (0,014)
$\Delta \ln PIB_{t-1}$			-0,057** (0,014)
ω	-0,266** (0,054)	-0,198** (0,049)	-0,387** (0,065)
\overline{R}^2	0,48	0,46	0,70

** et * indiquent la significativité au seuil de 5% et 10% respectivement.

4.4.2 L'asymétrie de la relation de cointégration

Les travaux de Schorderet (2001) et de Shin *et al.* (2011) montrent que l'absence de relation de cointégration entre deux variables peut être masquée par la présence d'une dynamique asymétrique. Le tableau 4.3 présente les résultats de l'estimation par MCO de l'équation (4.12) ainsi que la procédure *bounds testing*²⁸ et le test t_{bdm} .

L'emploi d'une structure asymétrique révèle l'existence d'une relation de cointégration uniquement au Royaume-Uni. L'Allemagne et la France continuent de présenter une absence de relation de cointégration. Les statistiques F_{pss} et t_{bdm} sont inférieures à leurs

28. Une approche conservatrice est retenue en choisissant $k=1$ comme recommandé par Shin *et al.* (2011).

valeurs critiques et les coefficients de long terme β^+ et β^- se révèlent être non significatifs dans les deux pays continentaux. Surtout, les signes des coefficients de long terme en Allemagne et en France nous apparaissent comme économiquement non sensés. L'Allemagne présente des coefficients de long terme qui sont positifs pour les baisses du PIB réel β^- dans la spécification sans tendance et pour les hausses du PIB réel β^+ dans la spécification avec tendance. La France présente un coefficient positif pour les hausses du PIB réel dans la spécification avec tendance. L'emploi d'un modèle incorporant une structure asymétrique n'améliore donc pas l'estimation d'une relation de long terme dans ces deux pays.

Le cas du Royaume-Uni figure parmi les résultats les plus remarquables. L'apport d'une structure asymétrique est ici décisif car elle permet de faire ressortir une relation de cointégration qui ne l'était pas dans le cadre linéaire. Les tests t_{bdm} et F_{pss} vont dans le même sens en rejetant fortement leurs valeurs critiques et l'hypothèse nulle d'absence de relation de cointégration. D'après la procédure *bounds testing*, le F_{pss} vaut désormais 6,64 et la statistique t_{bdm} vaut -4,42, bien au dessus de leurs valeurs critiques, alors qu'elles n'atteignaient que respectivement 1,77 et -1,40 dans la structure linéaire. L'introduction d'une structure asymétrique tend aussi à augmenter l'ampleur et surtout la significativité des coefficients de long terme. Avec un β^+ qui vaut -0,125 avec comme intervalle de confiance²⁹ à 95% : [-0,09 ; -0,15] et un β^- qui atteint -0,74 avec [-0,58 ; -0,89]. Ces coefficients reviennent à dire qu'une hausse de 8% du PIB réel est nécessaire pour réduire le chômage de 1% alors qu'une contraction de seulement 1,4% provoque le contraire.

Des estimations qui sont comparables aux résultats trouvés par l'économie américaine par Schorderet (2001). La comparaison des coefficients de long terme β^+ et β^- avec le coefficient ω permet de juger de l'ajustement du marché du travail. D'après les estimations, le coefficient ω vaut -0,38 avec comme intervalle de confiance à 95% [-0,26 ; -0,51] au Royaume-Uni. Le coefficient β^- étant supérieur en valeur absolue au coefficient ω , un choc négatif sur le PIB réel génère un chômage persistant sur le long terme qui n'est pas compensé par des mécanismes d'ajustements du marché du travail.

Cette conclusion va dans le sens des résultats du chapitre consacré à la méta-analyse. A l'inverse, le coefficient β^+ ressort comme inférieur au coefficient ω . Les effets cumulés d'une expansion du PIB réel sont compensés par un ajustement du marché du travail via les variations du salaire réel à long terme. L'emploi d'une spécification avec tendance montre des résultats qui s'accordent avec ceux de la spécification sans tendance. La différence se manifeste dans la statistique du F_{pss} qui n'est significatif qu'au seuil de 10% et la valeur de coefficient β^+ qui ne ressort pas de façon significative.

29. Le calcul des intervalles de confiance est possible car d'après Shin *et al.* (2011) l'inférence des coefficients de long terme repose sur une distribution normale.

Tableau 4.3 – Estimation du modèle ARDL asymétrique avec seuil nul

	Allemagne		France		R.-U.	
<i>Constante</i>	-3,248(22,288)	1,037(22,429)	11,032(19,542)	9,551(19,659)	54,054**(12,874)	55,520**(15,459)
<i>Trend</i>		-0,004(0,013)		-0,002(0,003)		0,000(0,005)
UN_{t-1}	-0,008(0,011)	-0,006(0,011)	-0,013(0,009)	-0,015*(0,009)	-0,052**(0,012)	-0,053**(0,012)
$\ln PIB_{t-1}^+$	-0,000(0,003)	0,004(0,004)	-0,002*(0,001)	0,002(0,006)	-0,007**(0,002)	-0,008(0,007)
$\ln PIB_{t-1}^-$	0,003(0,012)	-0,005(0,014)	-0,007(0,015)	-0,009(0,015)	-0,039**(0,009)	-0,039**(0,009)
ΔUN_{t-1}	0,454**(0,062)	0,449**(0,062)	0,338**(0,0744)	0,342**(0,074)	0,652**(0,049)	0,649**(0,052)
$\Delta \ln PIB_t^+$	-0,158**(0,027)	-0,159**(0,028)	-0,031(0,037)	-0,048*(0,025)	-0,044**(0,020)	-0,045**(0,021)
$\Delta \ln PIB_{t-1}^+$			-0,052(0,037)	-0,049(0,037)		
$\Delta \ln PIB_{t-2}^+$			-0,133**(0,039)	-0,013**(0,038)		
$\Delta \ln PIB_t^-$	-0,101**(0,037)	-0,108**(0,037)	-0,143**(0,063)	-0,148**(0,063)	-0,084**(0,030)	-0,084**(0,030)
$\Delta \ln PIB_{t-1}^-$			-0,143**(0,067)	-0,145**(0,067)		
$\Delta \ln PIB_{t-2}^-$			0,090(0,064)	0,087(0,064)		
β^+	-0,073(0,461)	0,599(1,140)	-0,156(0,166)	0,140(0,350)	-0,125**(0,015)	-0,147(0,126)
β^-	0,380(1,598)	-0,687(2,526)	-0,500(1,175)	-0,648(1,092)	-0,737**(0,079)	-0,734**(0,081)
\bar{R}^2	0,48	0,48	0,49	0,49	0,70	0,70
F_{pss}	4,07	0,48	6,62	1,02	6,64	6,58
t_{bdm}	-0,72	-0,58	-1,52	-1,66	-4,42	-4,39
<i>Jarque – Bera</i>	0,00	0,00	0,21	0,15	0,06	0,06
χ^2_{SC}	0,30	0,28	0,99	0,99	0,27	0,28
<i>asyLT</i>	0,70	0,51	0,56	0,48	0,00	0,00
<i>asyCT</i>	0,29	0,34	0,85	0,00	0,34	0,35

^a ** et * indiquent la significativité au seuil de 5% et 10% respectivement.

^b Le F_{pss} teste l'hypothèse nulle que $\rho = \theta = 0$ avec $F_{crit}=5,73$. t_{bdm} teste l'hypothèse nulle que $\rho = 0$ avec $t_{crit}=-3,22$. Les valeurs critiques correspondent au seuil de 5% sont et sont extraites de Pesaran *et al.* (2001) pour $k=1$. Avec une tendance déterministe, les valeurs critiques prennent les valeurs suivantes : $F_{crit}=7,30$ et $t_{crit}=-3,69$.

^c Le test d'asymétrie de long terme correspond à un test de Wald avec comme hypothèse nulle la symétrie des coefficients de long terme $-\theta^+/\rho = -\theta^-/\rho$. Le test d'asymétrie de court terme correspond à $\sum_{i=0}^q \pi_i^+ = \sum_{i=0}^q \pi_i^-$.

4.4.3 Un seuil alternatif

A ce stade du travail, on a considéré que $\ln PIB_t$ pouvait être décomposé entre $\ln PIB_t^+$ et $\ln PIB_t^-$ autour d'un seuil d'une valeur nulle comme dans les travaux de Lee (2000) et Silvapulle *et al.* (2004). Cette approche possède le mérite de séparer de manière intuitive les phases d'expansions et de contractions de l'économie. Néanmoins, dans le cas d'une série où le taux de croissance est très souvent positif comme le PIB réel, le choix d'un seuil associé à une valeur nulle peut entraîner une situation où le nombre d'observations dans le régime de contraction est particulièrement insuffisant. L'emploi d'un seuil non nul

remédie à ce problème. La construction des sommes partielles de $\ln PIB$ devient :

$$\Delta \ln PIB_t^+ = \max(\Delta \ln PIB_t, d) \quad (4.15)$$

$$\Delta \ln PIB_t^- = \min(\Delta \ln PIB_t, d) \quad (4.16)$$

où d correspond au seuil non nul. D'après Shin *et al.* (2011) et Verheyen (2013), le taux de croissance moyen de la série peut être sélectionné comme variable de seuil afin de garantir un nombre d'observations approximativement similaire dans les deux régimes³⁰. Le taux de croissance moyen du PIB réel est choisi comme nouvelle variable de seuil afin de tester la robustesse des premiers résultats.

Les estimations du modèle ARDL asymétrique avec cette variable de seuil sont présentées dans le tableau 4.4 et amènent les commentaires suivants. Il ressort de ces estimations que l'Allemagne et la France continuent à présenter une absence de relation de cointégration. Le Royaume-Uni, par contre, exhibe une relation de cointégration asymétrique. Outre-Manche, les statistiques t_{bdm} et F_{pss} demeurent supérieures à leurs valeurs critiques à l'inverse des deux autres pays. Les coefficients de long terme β^+ et β^- sont uniquement significatifs outre-Manche et ce quelque soit la spécification retenue.

L'examen précis de ces coefficients indique de légères différences par rapport au modèle asymétrique à seuil nul. La comparaison s'effectue tout d'abord avec la spécification sans tendance. Le coefficient de long terme β^+ diminue nettement en valeur absolue pour s'établir à -0,03 avec comme intervalle de confiance à 95% : [-0,01;-0,05], ce qui revient à dire qu'une hausse de 30% du PIB réel est requise pour faire diminuer le chômage de 1%. Une hausse considérable du PIB réel qui signale que lorsque l'économie se situe au dessus de son taux de croissance moyen, l'impact de l'activité sur le chômage est nettement affaibli. La valeur du coefficient β^+ apparaît peu plausible économiquement. Le coefficient β^- vaut -0,66 avec comme intervalle de confiance à 95% [-0,52;-0,80] et demeure voisin du coefficient du modèle à seuil nul.

Par rapport au modèle à seuil nul, la spécification avec tendance semble de meilleure qualité dans le modèle avec le taux de croissance moyen du PIB réel comme seuil. D'une part, les statistiques t_{bdm} et F_{pss} sont toutes les deux supérieures à leurs valeurs critiques et d'autre part les coefficients de long terme β^+ et β^- sont significatifs et d'une valeur plutôt crédible économiquement. Le coefficient β^+ vaut -0,179 avec comme intervalle confiance à 95% : [0,02;-0,38] et le coefficient β^+ demeure voisin de celui de la spécification sans

30. Une autre variable de seuil pertinente serait le taux de croissance médian pour obtenir un nombre d'observations équivalent dans les deux régimes.

tendance avec une valeur de -0,67 avec comme intervalles de confiance à 95% : [-0,55 ; -0,78]. En tenant compte des intervalles de confiance, le coefficient β^+ est inférieur en valeur absolue au coefficient ω tandis que le coefficient β^- continue à rester supérieur. A long terme, on en déduit l'absence de mécanismes d'ajustement du marché du travail suite à une contraction du PIB réel, la baisse de la production produit ainsi des effets cumulés sur le taux de chômage.

Tableau 4.4 – Estimation du modèle ARDL asymétrique avec seuil alternatif

	Allemagne		France		R.-U.	
<i>Constante</i>	11,015(21,416)	0,906(22,395)	15,961*(9,510)	36,941*(21,828)	43,000**(9,994)	58,748**(15,489)
<i>Trend</i>		-0,003(0,002)		0,003(0,029)		0,005(0,004)
UN_{t-1}	-0,008(0,011)	-0,007(0,011)	-0,014(0,009)	-0,014(0,009)	-0,052**(0,011)	-0,058**(0,012)
$\ln PIB_{t-1}^+$	-0,002(0,003)	0,003(0,004)	0,001(0,002)	-0,003(0,005)	-0,002**(0,000)	-0,010(0,007)
$\ln PIB_{t-1}^-$	-0,005(0,013)	-0,004(0,013)	-0,014(0,009)	-0,027*(0,015)	-0,034**(0,008)	-0,039**(0,009)
ΔUN_{t-1}	0,449**(0,062)	0,448(0,061)	0,450**(0,066)	0,424**(0,070)	0,660**(0,048)	0,633**(0,052)
$\Delta \ln PIB_t^+$	-0,160**(0,025)	-0,158**(0,025)	-0,100**(0,030)	-0,104**(0,030)	-0,046**(0,018)	-0,049**(0,018)
$\Delta \ln PIB_t^-$	-0,105**(0,033)	-0,106**(0,033)	-0,176**(0,043)	-0,182**(0,044)	-0,071**(0,025)	-0,074**(0,025)
β^+	-0,324(0,690)	0,499(0,993)	0,099(0,108)	-0,240(0,417)	-0,033**(0,009)	-0,179*(0,102)
β^-	-0,681(2,005)	-0,572(2,162)	-1,027(0,759)	-1,877(1,405)	-0,660**(0,072)	-0,669**(0,060)
\bar{R}^2	0,48	0,48	0,44	0,44	0,71	0,71
F_{pss}	4,12	0,48	3,61	1,46	6,91	7,50
t_{bdm}	-0,68	-0,61	-1,46	-1,49	-4,49	-4,68
<i>Jarque – Bera</i>	0,00	0,00	0,29	0,49	0,09	0,10
χ^2_{SC}	0,33	0,31	0,84	0,90	0,32	0,34
<i>asyLT</i>	0,79	0,5	0,16	0,08	0,00	0,00
<i>asyLT</i>	0,22	0,25	0,13	0,12	0,42	0,45

^a ** et * indiquent la significativité au seuil de 5% et 10% respectivement.

^b Le F_{pss} teste l'hypothèse nulle que $\rho = \theta = 0$ avec $F_{crit}=5,73$. t_{bdm} teste l'hypothèse nulle que $\rho = 0$ avec $t_{crit}=-3,22$. Les valeurs critiques correspondent au seuil de 5% sont et sont extraites de Pesaran *et al.* (2001) pour $k=1$. Avec une tendance déterministe, les valeurs critiques prennent les valeurs suivantes : $F_{crit}=7,30$ et $t_{crit}=-3,69$.

^c Le test d'asymétrie de long terme correspond à un test de Wald avec comme hypothèse nulle la symétrie des coefficients de long terme $-\theta^+/\rho = -\theta^-/\rho$. Le test d'asymétrie de court terme correspond à $\sum_{i=0}^q \pi_i^+ = \sum_{i=0}^q \pi_i^-$.

4.4.4 Le modèle asymétrique à trois régimes

L'asymétrie de la relation PIB réel-chômage a été envisagée comme un découpage entre un régime d'expansion et un régime de contraction. Selon Fouquau (2008) et Huang et Lin (2006), l'asymétrie prend des formes plus complexes avec une distinction entre variations du PIB réel de forte ampleur et de faible ampleur. La séparation du PIB réel en trois

régimes permet de traiter de ce type d'asymétrie.

Tableau 4.5 – Estimation du modèle ARDL asymétrique : 30/70

	Allemagne		France		R.-U.	
<i>Constante</i>	58,753*(34,674)	158,811**(54,450)	29,068(18,793)	56,359*(29,557)	91,497**(17,670)	88,884**(22,225)
<i>Trend</i>		0,014**(0,006)		0,006(0,005)		-0,001(0,007)
UN_{t-1}	-0,010(0,011)	-0,020*(0,011)	-0,012(0,009)	-0,015(0,010)	-0,056**(0,011)	-0,055**(0,012)
$\ln PIB_{t-1}^+$	0,005(0,004)	-0,001(0,004)	0,002(0,003)	-0,003(0,005)	-0,019**(0,005)	-0,017**(0,007)
$\ln PIB_{t-1}^{+-}$	-0,030**(0,011)	-0,090**(0,029)	-0,005(0,003)	-0,207(0,014)	0,004(0,004)	0,006(0,014)
$\ln PIB_{t-1}^-$	-0,016(0,014)	-0,020(0,014)	-0,020(0,149)	-0,022(0,015)	-0,062**(0,012)	-0,062**(0,013)
ΔUN_{t-1}	0,409**(0,063)	0,359**(0,067)	0,438**(0,069)	0,422**(0,071)	0,567**(0,057)	0,568**(0,057)
$\Delta \ln PIB_t^+$	-0,154**(0,028)	-0,148**(0,027)	-0,085**(0,033)	-0,092**(0,034)	-0,064**(0,020)	-0,063**(0,020)
$\Delta \ln PIB_t^{+-}$	-0,169**(0,066)	-0,193**(0,067)	-0,073(0,052)	-0,083(0,053)	-0,126**(0,046)	-0,124**(0,047)
$\Delta \ln PIB_t^-$	-0,117**(0,038)	-0,119**(0,038)	-0,217**(0,055)	-0,218**(0,055)	-0,068**(0,029)	-0,068**(0,029)
β^+	0,477(0,498)	-0,051(0,249)	0,139(0,211)	-0,240(0,419)	-0,337**(0,101)	-0,326**(0,129)
β^{+-}	-2,817(3,072)	-4,561*(2,645)	-0,382(0,345)	-1,395(1,127)	0,074(0,086)	0,110(0,269)
β^-	-1,487(2,069)	-1,034(0,952)	-1,702(1,786)	-1,488(1,383)	-1,113**(0,174)	-1,137**(0,242)
\bar{R}^2	0,50	0,51	0,44	0,44	0,72	0,72
F_{pss}	4,97	2,97	2,9	1,36	7,40	7,32
t_{bdm}	-0,98	-1,68	-1,27	-1,50	-4,77	-4,42
<i>Jarque – Bera</i>	0,00	0,00	0,36	0,32	0,10	0,10
χ^2_{SC}	0,35	0,56	0,82	0,83	0,36	0,37
$\beta^+ = \beta^{+-}$	0,00	0,00	0,28	0,11	0,01	0,05
$\beta^+ = \beta^-$	0,10	0,13	0,13	0,23	0,00	0,00
$\beta^{+-} = \beta^-$	0,16	0,01	0,28	0,94	0,00	0,00

^a ** et * indiquent la significativité au seuil de 5% et 10% respectivement.

^b Le F_{pss} teste l'hypothèse nulle que $\rho = \theta = 0$ avec $F_{crit}=5,73$. t_{bdm} teste l'hypothèse nulle que $\rho = 0$ avec $t_{crit}=-3,22$. Les valeurs critiques correspondent au seuil de 5% sont et sont extraites de Pesaran *et al.* (2001) pour $k=1$. Avec une tendance déterministe, les valeurs critiques prennent les valeurs suivantes : $F_{crit}=7,30$ et $t_{crit}=-3,69$.

D'un côté, les variations de forte ampleur du PIB réel signalent des phases d'embellie et de récessions profondes, d'un autre côté, les variations de faible ampleur indiquent des phases de croissance "lentes". Ce régime des variations de faible ampleur représente une position intermédiaire de l'économie dans le cycle où les agents ne sont ni complètement pessimistes, ni complètement optimistes. Afin de s'assurer que chaque régime offre un nombre comparable d'observations, les 30% et 70% *quantiles* des variations du PIB réel sont employés pour distinguer les variations de faible et de forte ampleur. Par souci de robustesse, la stratégie empirique emploie évidemment différents *quantiles*. Ce modèle

asymétrique à trois régimes offre une vision plus riche en enseignements que celui à deux régimes.

Le tableau 4.5 présente les résultats de l'estimation par MCO de l'équation (4.13) avec les 30% et 70% *quantiles* employées comme seuils. Les résultats présentent de grandes similarités avec le modèle asymétrique à deux régimes. L'Allemagne et la France ne parviennent pas à rejeter l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. De plus, la grande majorité de leurs coefficients de long terme ne sont pas significatifs. Il n'existe aucune relation de long terme entre le PIB réel et le chômage dans ces deux pays.

A l'inverse, le Royaume-Uni continue à offrir une relation de cointégration entre le PIB réel et le chômage quelque soit la spécification retenue. Les valeurs du t_{bdm} et F_{pss} toujours supérieures à leurs valeurs critiques. Les résultats issus de la spécification avec tendance se confondent avec ceux de la spécification sans tendance soulignant la robustesse de ces résultats. Dans ce modèle à trois régimes, l'asymétrie prend une forme particulière. En effet, les coefficients associés aux variations de forte ampleur (ou régimes extrêmes) β^+ et β^- du PIB réel sont significatifs tandis que le coefficient β^{+-} associés aux variations de faible ampleur (ou régime intermédiaire) n'est pas significatif. Pour des variations fortes et positives du PIB réel, le coefficient atteint la valeur de -0,337 avec l'intervalle de confiance à 95% : [-0,14 ; -0,53]. Une croissance du PIB réel de 2,96%³¹ est suffisante pour faire réduire le chômage de 1%.

Une phase de *boom* économique ou d'embellie engendre ainsi une baisse durable du chômage car les agents forment des anticipations favorables sur leurs décisions d'investissement et d'embauche. En revanche, lorsque l'économie se situe dans le régime intermédiaire, le coefficient prend une valeur particulièrement faible de 0,07 avec comme intervalle de confiance : [0,24 ; -0,09]. Dans ce régime intermédiaire, la relation de long terme entre le PIB réel et le chômage s'affaiblit clairement et disparaît à l'image des économies allemandes et françaises. Ce régime suggère que la réaction du chômage au PIB réel dépend de l'intensité des fluctuations. Une expansion du PIB réel n'est pas suffisante pour faire réduire le chômage, il faut également que cette croissance soit suffisamment rapide à la manière d'un *boom* économique. Plusieurs explications peuvent être avancées pour expliquer l'affaiblissement de la relation d'Okun dans ce régime. Les décisions d'embauche et de licenciement des firmes se fondent sur la manière dont elles perçoivent la conjoncture. Les phases de croissance lente génèrent de l'incertitude sur l'expansion de l'activité ce qui vient freiner les créations d'emplois et empêcher une baisse durable du chômage. Les entreprises préfèrent retarder leur embauche et attendre une croissance plus vigoureuse. De même, si une dégradation de la conjoncture se produit, les entreprises veulent être sûres que cette dégradation n'est pas temporaire avant de procéder à des licenciements.

31. Une valeur très proche de la valeur proposée par Okun (1962).

Le régime intermédiaire correspond à un régime “d’attente” où les entreprises observent la façon dont l’économie se comportent avant de prendre des décisions en termes d’embauche ou de licenciement. Un régime qui rappelle³² la manière dont le coefficient d’Okun disparaît au cours des *jobless recoveries* américaines.

Tableau 4.6 – Résumé des coefficients de long terme (trois régimes)

	Allemagne		France		R.-U.	
	sans trend	avec trend	sans trend	avec trend	sans trend	avec trend
30/70						
β^+	0,477(0,498)	-0,051(0,249)	0,139(0,211)	-0,240(0,419)	-0,337**(0,101)	-0,326**(0,129)
β^{+-}	-2,817(3,072)	-4,561*(2,645)	-0,382(0,345)	-1,395(1,127)	0,074(0,086)	0,110(0,269)
β^-	-1,487(2,069)	-1,034(0,952)	-1,702(1,786)	-1,488(1,383)	-1,113**(0,174)	-1,137**(0,242)
25/75						
β^+	0,340(0,381)	-0,230(0,155)	0,160(0,289)	-0,482**(0,209)	-0,381**(0,099)	-0,364**(0,123)
β^{+-}	-1,429(1,578)	-2,847**(0,884)	-0,404(0,412)	-2,354**(0,642)	0,075(0,070)	0,121(0,209)
β^-	-0,902(1,540)	-0,299(0,379)	-1,785(2,312)	0,387(0,464)	-1,089**(0,148)	-1,114**(0,186)
20/80						
β^+	0,519(0,501)	0,269(0,229)	0,152(0,255)	0,009(0,268)	-0,403**(0,117)	-0,375**(0,133)
β^{+-}	-1,097(1,191)	-1,742*(0,977)	-0,236(0,175)	-1,004(0,859)	-0,009(0,047)	0,089(0,225)
β^-	-0,678(1,328)	-0,334(0,645)	-0,243(0,907)	0,149(0,825)	-1,078**(0,150)	-1,141**(0,211)
15/85						
β^+	-0,738(2,386)	-0,507(1,590)	0,202(0,314)	0,039(0,311)	-0,459**(0,074)	-0,422**(0,095)
β^{+-}	2,360(5,465)	0,709(2,846)	-0,314(0,275)	-1,047(0,891)	-0,038*(0,020)	0,030(0,115)
β^-	1,584(4,453)	1,065(2,991)	-1,604(1,682)	-0,910(1,201)	-1,174**(0,103)	-1,210**(0,122)
10/90						
β^+	0,839(0,787)	0,533*(0,280)	0,311(0,290)	0,249(0,276)	-0,453**(0,083)	-0,529**(0,094)
β^{+-}	-0,739(0,851)	-1,784*(0,903)	-0,180(0,143)	-0,543(0,730)	-0,060**(0,014)	-0,180**(0,077)
β^-	-0,544(1,340)	-0,254(0,597)	-0,291(0,912)	-0,177(0,965)	-1,189**(0,110)	-1,132**(0,106)

**, * indiquent la significativité au seuil de 10%, 5% respectivement.

Le coefficient d’Okun de long terme prend sa valeur la plus forte en valeur absolue lorsque l’économie entre dans des phases de récession profondes. Le coefficient β^- est de -1,11 avec comme intervalle de confiance à 95% :[-0,77;-1,45]. On retrouve l’idée déjà exprimée dans ce chapitre que les phases de contractions de l’économie sont plus brutales que les phases d’expansion. Il n’est pas étonnant que le coefficient β^- soit plus élevé en valeur absolue que les coefficients β^+ et β^{+-} . La comparaison avec le coefficient de moyen ω indique aussi que le coefficient β^- lui est toujours supérieur en valeur absolue en tenant compte des intervalles de confiance.

32. Ces résultats sont proches aussi de ceux de Fouquau (2008) dans leur commentaires. La différence majeure est que Fouquau trouve un coefficient d’Okun significatif et d’ampleur élevée dans ses régimes intermédiaires.

Le choix des seuils peut cependant paraître arbitraire et nous décidons de tester des *quantiles* différents et différentes valeurs de seuils pour s'assurer de la robustesse des résultats. Le tableau 4.6 présente les résultats des estimations pour différents *quantiles*. L'Allemagne et la France offrent des coefficients qui sont dans l'ensemble non significatifs confirmant à nouveau l'absence de relation de long terme entre le PIB réel et le chômage. Pour le Royaume-Uni, il ressort des estimations que les coefficients ne diffèrent pas grandement des quantiles de 30% et 70%. En résumé, le Royaume-Uni présente une forme d'asymétrie particulière où les coefficients sont significatifs pour des variations de forte ampleur du PIB réel et non significatifs pour des variations de faible ampleur.

4.4.5 Une relation asymétrique au Royaume-Uni

La supériorité du modèle asymétrique (deux régimes ou trois régimes) par rapport au modèle linéaire peut être testée de deux façons : d'une part en comparant le coefficient de détermination \bar{R}^2 du modèle asymétrique au modèle linéaire. Si le \bar{R}^2 du modèle asymétrique est supérieur à celui du modèle linéaire, on en conclut à la supériorité du modèle asymétrique en termes de qualité statistique. D'autre part, les intervalles de confiance et le test de symétrie de Wald permettent de juger si les coefficients de long terme sont significativement différents.

L'asymétrie se manifeste sur un horizon de long terme³³ au Royaume-Uni. D'après les résultats issus du modèle à deux régimes, le chômage est plus sensible aux baisses du PIB réel qu'aux hausses de l'activité. Un trait de l'asymétrie qui est en lien étroit avec les articles de Crespo Cuaresma (2003) ou Silvapulle *et al.* (2004) qui montrent que le chômage cyclique est plus sensible à des écarts de production négatifs que positifs. La significativité de l'asymétrie du coefficient de long terme est examinée à l'aide d'un test de Wald. Ce test pose comme hypothèse nulle la symétrie des coefficients β^+ et β^- . Les résultats montrent que l'on rejette de façon significative l'hypothèse nulle de symétrie des coefficients de long terme dans les différentes spécifications étudiées. De plus, la comparaison des coefficients β^+ et β^- en tenant compte des intervalles de confiance à 95% montre que le coefficient β^- demeure toujours supérieur en valeur absolue par rapport au coefficient β^+ . Néanmoins, le passage d'une structure linéaire à une structure à deux régimes n'améliore pas la valeur du coefficient de détermination \bar{R}^2 .

La significativité de l'asymétrie dans le modèle à trois régimes est ensuite étudiée. En regardant les intervalles de confiance et les tests de Wald du tableau 4.5, les coefficients β^+ et β^- s'avèrent supérieurs en valeur absolue par rapport au coefficient β^{+-} . Une conclusion évidente compte tenu que le coefficient de long terme β^{+-} du régime intermédiaire se révèle être non significatif et d'une très faible valeur. La comparaison des coefficients associés aux

33. Les résultats soulignent que l'asymétrie n'est pas significative à court terme.

variations de fortes ampleur du PIB réel : β^+ et β^- , montrent que les phases de récessions profondes exercent un impact plus fort sur le chômage que les phases d'embellies. Une conclusion qui apparaît semblable au modèle à deux régimes. Enfin, l'examen du coefficient de détermination montre que ce dernier augmente sensiblement lors du passage du modèle linéaire au modèle asymétrique à trois régimes³⁴. La présence d'une asymétrie significative au Royaume-Uni tend à souligner qu'une modélisation linéaire de la relation PIB réel et chômage ressort comme mal spécifié.

La relation entre le PIB réel et le chômage est enrichie maintenant par l'analyse des multiplicateurs dynamiques. Ces derniers représentent les effets dynamiques d'une hausse et d'une baisse du PIB réel sur le chômage. Le graphique 4.1 présente les multiplicateurs dynamiques extraits du Royaume-Uni dans la cas du modèle à deux régimes et le graphique 4.2 pour le modèle à trois régimes. Les multiplicateurs dynamiques des autres pays ne sont pas présentés étant donné que la majorité des estimations montrent que les coefficients de long terme ne sont pas significatifs et ne possèdent pas de sens économique³⁵. L'examen des multiplicateurs dynamiques amènent les commentaires suivants.

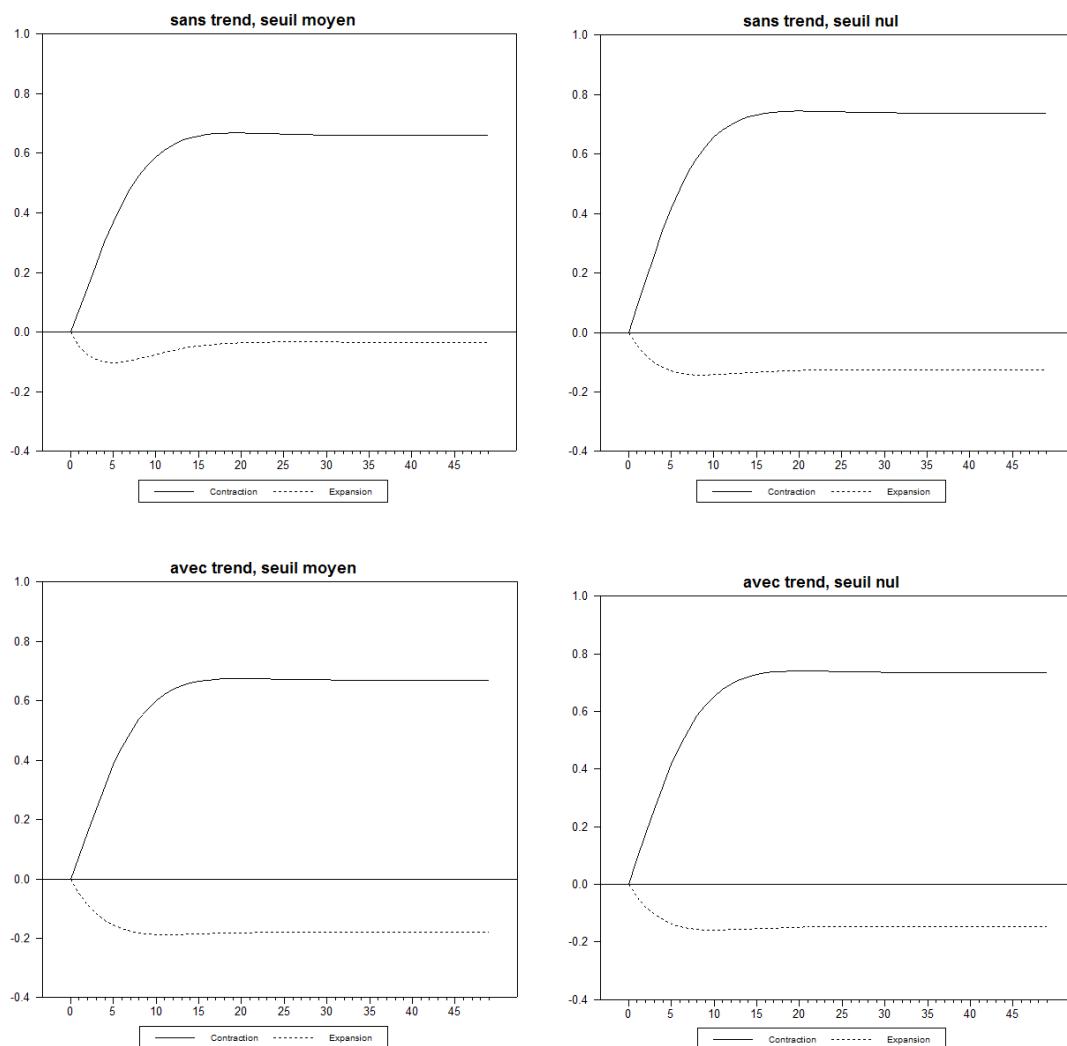
A en juger la forme des courbes "contraction", celle ci sont très pentues sur les premiers trimestres puis deviennent de moins en moins pentues. Le marché du travail réagit très rapidement suite à une contraction du PIB réel, cependant l'ajustement vers l'équilibre survient comme un processus particulièrement long qui prend au moins 20 trimestres. Les différentes courbes "contraction" prennent une forme concave traduisant une forme de persistance du chômage engendré par les baisses du PIB réel. Les courbes "expansion" possèdent une forme différente des courbes "contraction". Le marché du travail atteint l'équilibre au bout d'environ 10 trimestres. Par conséquent, les multiplicateurs dynamiques prouvent que les délais d'ajustement vers la relation d'équilibre sont également asymétriques.

Les multiplicateurs dynamiques du modèle à trois régimes sont ensuite inspectés en retenant différentes valeurs de seuils. La forme des courbes "expansion" tend à s'écarter de celles du modèle à deux régimes. En effet, l'ajustement vers l'équilibre semble symétrique pour les courbes "expansion" et "contraction" et dure 20 trimestres. Cette forme concave des courbes suggèrent à court terme un ajustement qui semble plutôt rapide. Après une année, plus de 50% du déséquilibre est corrigé pour une expansion et 33% pour une contraction. Ensuite, l'ajustement vers l'équilibre de long terme devient un processus particulièrement lent avec un équilibre atteint seulement au bout de 20 trimestres.

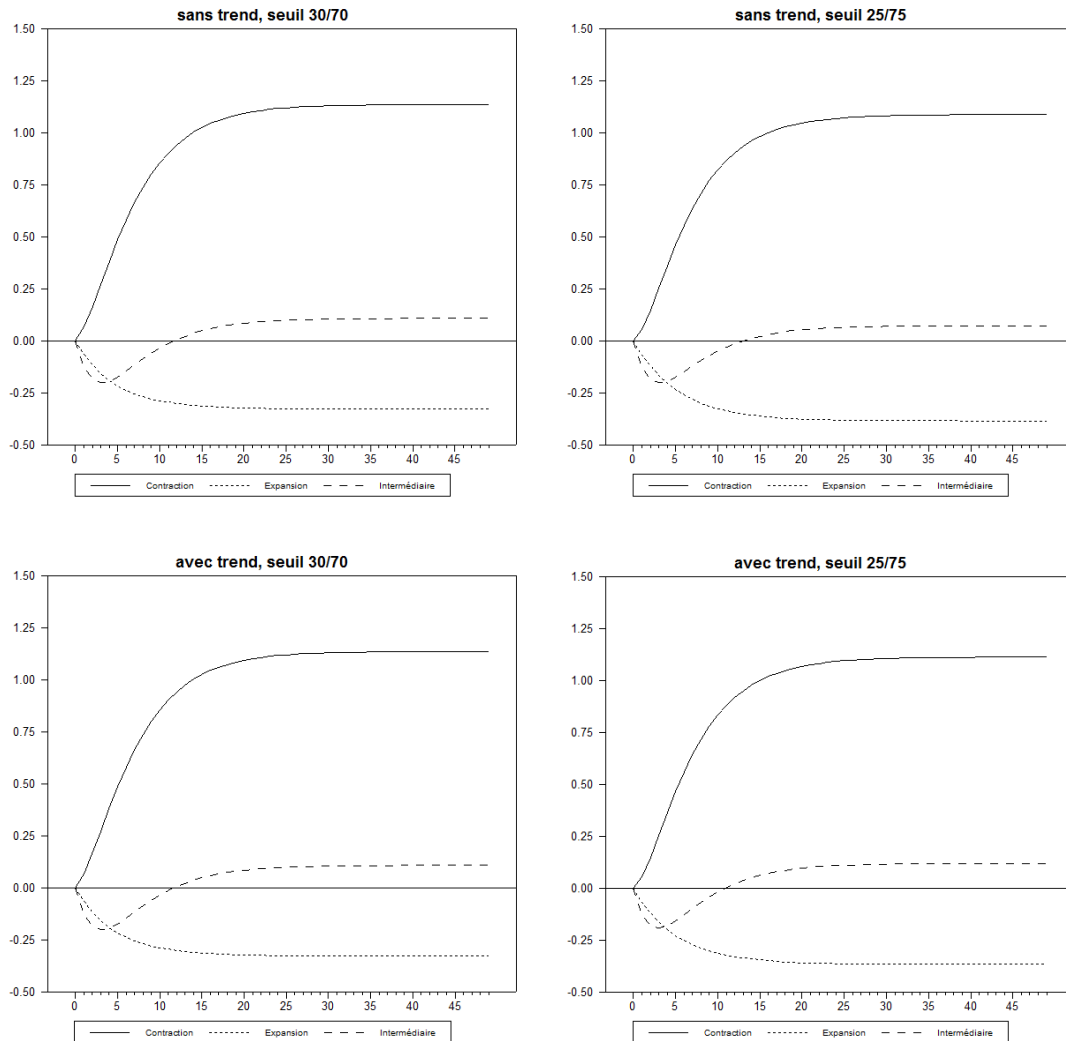
34. Un résultat qui reste valable avec les différents seuils employés pour tester la robustesse des résultats.

35. L'examen de ces multiplicateurs dynamiques indique qu'ils sont difficilement interprétables.

Graphique 4.1 – Multiplicateurs dynamiques au Royaume-Uni (deux régimes)



Graphique 4.2 – Multiplicateurs dynamiques au Royaume-Uni (trois régimes)



4.5 Asymétrie de la courbe de Phillips

L'existence d'une relation de cointégration entre le PIB réel et le chômage tend à prouver que la relation d'Okun représente un équilibre de long terme vers lequel l'économie revient suite à un choc. La présence d'asymétrie dans cette relation de cointégration revient à dire que cet équilibre n'est pas unique. A long terme, une variation négative du PIB réel augmentera le chômage en niveau dans une plus grande proportion qu'une variation positive le réduira. Le passage d'une relation d'équilibre à l'autre va dépendre du signe de la variation de l'activité Δy_t . Au Royaume-Uni, où la relation de cointégration est particulièrement robuste, une contraction du PIB réel génère une hausse pérenne du chômage et inversement, une expansion du PIB réel réduit de manière durable le chômage. En France et en Allemagne, cette relation de long terme disparaît ; le taux de

chômage est complètement découplé des mouvements du PIB réel. Comment expliquer la présence d'une relation de cointégration au Royaume-Uni et son absence en Allemagne et en France ?

4.5.1 Hystérèse au sein du Royaume-Uni

D'après les travaux de Schorderet (2001) et Shin *et al.* (2011), la présence d'une cointégration asymétrique souligne la présence d'hystérèse sur le marché du travail. Cette théorie se fonde sur l'idée que le taux de chômage présent dépend fondamentalement de l'évolution passée du taux de chômage. Plusieurs explications ont été avancées pour comprendre la présence d'hystérèse dans les économies.

Les travaux de Blanchard et Summers (1986) à travers le modèle *insiders/outsiders* offrent, selon Askenazy (2011)³⁶, un cadre tout à fait pertinent pour expliquer la persistance du chômage britannique. La présence d'assurance-chômage peut venir exacerber la persistance du chômage suite à une baisse du PIB réel³⁷. Par la suite, ces canaux *insiders/outsiders* ont peu à peu été délaissés aux profits d'autres jugés plus pertinents. Par exemple, le comportement des chômeurs de longue durée fait partie, d'après Ball (2009), des idées les plus "prometteuses" pour expliquer la persistance du chômage. Les chômeurs de longue durée tendent à se détacher progressivement du marché du travail, d'une part à cause d'une dégradation progressive de leur employabilité³⁸ et d'autre part d'une aversion au risque des employeurs.

Nous pensons que le comportement des chômeurs de longue durée joue un rôle déterminant pour engendrer l'hystérèse.

Une contraction du PIB réel, suite par exemple à une baisse de la demande agrégée, entraîne une hausse durable du chômage. La réduction de l'activité cause une hausse initiale des chômeurs de courte durée, qui se transforment en chômeurs de longue durée en l'absence d'expansion forte du PIB réel. Le profil des chômeurs de longue durée est différent des chômeurs de courte durée. Les chômeurs de longue durée étant plus ou moins

36. "L'idée de l'hystérèse, empruntée à la physique, est qu'un choc macroéconomique défavorable ou une mauvaise politique peuvent avoir des effets durables et quasi irréversibles. En effet, même si l'économie repart ou si la politique est corrigée, les *insiders* vont chercher à accaparer les gains de la nouvelle situation au détriment du retour à l'emploi des *outsiders*. C'est ce qui semble alors se passer en Grande-Bretagne : malgré l'affaiblissement des syndicats, malgré un très fort taux de chômage, les entreprises continuent à offrir des salaires croissants."

37. Cependant, l'assurance chômage présente des caractéristiques particulières au Royaume-Uni. D'après Nickell et van Ours (2000), bien que le taux d'indemnisation ait décliné depuis les années 70 et soit relativement faible au regard des niveaux allemands et français ; le *housing benefit system* n'a pas évolué dans la même direction. Ce système d'assurance-chômage fournit au chômeur le paiement du loyer et des taxes foncières sur une période relativement longue, et représente une part substantielle du revenu des chômeurs. Un système qui engendre une désincitation très forte à rechercher un emploi.

38. Un phénomène qui peut être exacerbé dans un environnement où les compétences en nouvelles technologies de l'information et de la communication (NTIC) deviennent primordiales au sein de l'organisation du travail.

détachés du marché du travail, ils n'exercent aucune pression sur les salaires nominaux. Dans un document de travail, Llaudes (2005) effectue des estimations de la courbe de Phillips pour les pays de l'OCDE en prenant soin de distinguer le chômage de longue durée et le chômage de courte durée. Llaudes remarque que dans la plupart des pays, notamment le Royaume-Uni, les chômeurs de longue durée n'exercent aucun effet sur les salaires nominaux et par conséquent sur l'inflation. Par conséquent, comme le note Cotis et Mihoubi (1990) en cas d'hystérèse, le chômage voit ses propriétés inflationnistes disparaître alors qu'elles restent intactes en l'absence d'hystérèse.

Le graphique 4.3 présente la part du chômage de longue durée dans le chômage total de 1983 à 2012 en Allemagne, France et Royaume-Uni. De 1983 à 1993³⁹, les trois pays présentent des tendances similaires avec une part élevée de chômage de longue durée et des mouvements similaires : une baisse à partir de la fin des années 80 puis une hausse au début des années 90. Une divergence s'opère par la suite entre d'un côté le Royaume-Uni et d'un autre côté l'Allemagne et la France. Le Royaume-Uni présente une chute forte et durable du chômage de longue durée qui passe à 45% du chômage total en 1994 à près de 20% en 2000⁴⁰. L'Allemagne et la France continue à présenter une forte persistance de chômage de longue durée avec des variations qui suivent de près les mouvements de la conjoncture. La part élevée du chômage de longue durée sur le chômage total suggère la présence d'hystérèse dans les trois pays. Néanmoins, les résultats de ce chapitre plaident plutôt pour une présence d'hystérèse uniquement au Royaume-Uni et son absence en Allemagne et en France.

L'augmentation du PIB réel semble suffisante à long terme pour réduire le chômage au Royaume-Uni comme en témoigne le coefficient β^+ qui ressort significatif dans l'ensemble des estimations. Inversement, le coefficient β^+ n'est pas significatif en Europe Continentale. De plus, d'après le modèle à trois régimes, une phase d'embellie économique est nécessaire pour générer une baisse durable du chômage contrairement à une expansion graduelle et lente du PIB réel. En d'autres mots, la politique macroéconomique peut jouer un rôle en stimulant la demande agrégée pour engendrer une réduction durable du niveau de chômage au Royaume-Uni.

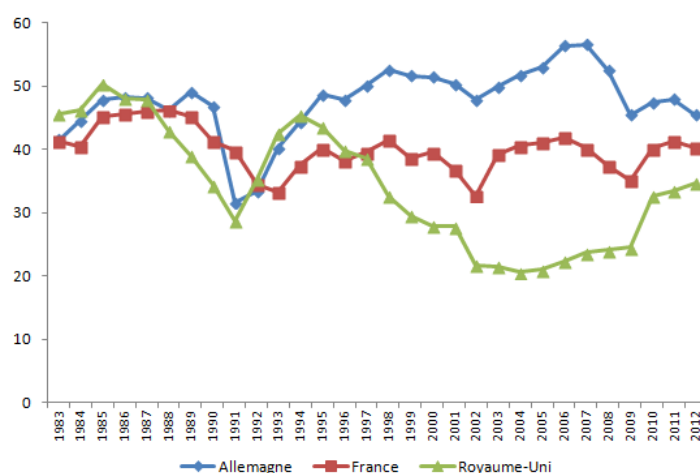
Dans une série d'articles, Ball (1999, 2009) montre qu'une hausse de la demande agrégée peut produire une baisse pérenne du chômage. L'auteur met en avant la réussite

39. Les données sont manquantes pour la période 1971-1982. D'après Llaudes, le taux de chômage de longue durée en Europe suit une progression régulière passant à un taux de 1% en 1976 à un pic de 6% en 1985. La persistance du chômage provient essentiellement du chômage de longue durée.

40. Ball (1999) observe que la forte réduction du taux de chômage au Royaume-Uni provient essentiellement de la baisse du chômage de longue durée : *"In the United Kingdom, for example, as the unemployment rate fell from 11,6 percent in 1985 to 6,9 percent in 1997, the rate of long-term unemployment (spell exceeding a year) fell from 7,8 percent to 3,8 percent. The fall in long-term unemployment accounted for 4 percentage points of the 4,7-percentage point reduction in total unemployment."*

de plusieurs pays, dont le Royaume-Uni⁴¹, où la baisse du taux de chômage est attribuée à une politique macroéconomique expansionniste. De leur côté, DeLong et Summers (2012) montrent, à l'aide d'un cadre théorique relativement simple, que la présence d'hystérèse dans une économie conduit à un multiplicateur budgétaire positif. Ces travaux soulignent qu'une hausse de la demande agrégée peut engendrer une baisse durable du chômage : une forme d'hystérèse "inversée".

Graphique 4.3 – Part des chômeurs de longue durée dans le chômage total en %



Source : *OECD.Stat*

Une phase d'embellie diminue durablement le chômage si elle mène les entreprises à embaucher des chômeurs de longue durée. Pour Ball (1999), les firmes se tournent vers ces travailleurs une fois le stock de chômeurs de courte durée épuisé. Comme les chômeurs de longue durée n'exercent pas de pression à la hausse sur les salaires, les effets inflationnistes de cette réduction du chômage sont faibles. Selon Cotis et Mihoubi (1990), une variation à la baisse du chômage conduit à de fortes tensions inflationnistes en l'absence d'hystérèse et inversement.

41. Ball (2009) montre par une approche narrative que la réussite du Royaume-Uni dans la baisse de son taux de chômage provient essentiellement d'un environnement macroéconomique extrêmement favorable plutôt qu'une suite de réformes du marché du travail comme avancés par Nickell et van Ours (2000) ou Siebert (1997). Le pays a expérimenté le "boom Lawson" qui s'est traduit par une libéralisation financière qui a entraîné un excès de confiance en termes de consommation et d'investissement. La Banque d'Angleterre n'a agi que tardivement pour freiner les tensions inflationnistes ce qui a permis d'obtenir une chute spectaculaire du chômage à la fin des années 80. Au début des années 90, le choix du Royaume-Uni de sortir du SME (Système Monétaire Européen) produit une dépréciation importante de la devise britannique et une réduction des taux d'intérêts réel permettant d'alimenter une croissance forte. Dans un article récent, Crafts (2013) insiste sur la dimension réelle du boom Lawson qui a certes entraîné une hausse de la demande agrégée mais s'est accompagnée de réformes de type *supply-sides* qui ont renforcé le potentiel productif de l'économie britannique.

4.5.2 Asymétrie dans la courbe de Phillips

L'hystérèse semble impliquer la présence d'une courbe de Phillips asymétrique. De plus, Harris et Silverstone (2001) et Silvapulle *et al.* (2004) soulignent que l'asymétrie de la loi d'Okun est naturellement associée à une asymétrie de la courbe de Phillips. D'après les résultats de ce chapitre, le Royaume présente une relation de long terme entre le PIB réel et le chômage qui s'exprime de façon asymétrique. Une expansion forte du PIB réel peut réduire durablement le chômage à la condition de ne pas créer de tensions inflationnistes. De fait, la présence d'une relation de cointégration entre le PIB réel et le chômage devrait être associée à une courbe de Phillips asymétrique au Royaume-Uni. L'objet de cette section nous conduit à étudier la présence d'une courbe de Phillips asymétrique. La courbe de Phillips se présente comme suit :

$$INF_t = f(UN_t^+, UN_t^-)$$

où UN_t^+ et UN_t^- correspondent respectivement aux variations positives et négatives du taux de chômage. L'asymétrie de la courbe de Phillips dépend essentiellement de la dynamique du marché du travail par la "différences premières" du taux de chômage Δu_t plutôt que son niveau u_t . Le modèle de Shin *et al.* (2011) est employé pour détecter la présence d'une courbe de Phillips asymétrique. La démarche consiste à estimer dans un premier temps, un modèle linéaire de la courbe de Phillips par MCO :

$$\Delta INF_t = \mu + \rho INF_{t-1} + \theta_1 UN_{t-1} + \theta_2 LOIL_{t-1} + \theta_3 LEX_{t-1} \quad (4.17)$$

$$\sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta INF_{t-j} + \sum_{j=0}^q (\pi_{1j} \Delta UN_{t-j} + \pi_{2j} \Delta LOIL_{t-j} + \pi_{3j} \Delta LEX_{t-j}) + \epsilon_t$$

où $\beta_1 = -\theta_1/\rho$ représente l'impact de long terme d'une variation du taux de chômage sur l'inflation. La forme asymétrique de la courbe de Phillips s'écrit comme :

$$\Delta INF_t = \mu + \rho INF_{t-1} + \theta_1^+ UN_{t-1}^+ + \theta_1^- UN_{t-1}^- + \theta_2 LOIL_{t-1} + \theta_3 LEX_{t-1} \quad (4.18)$$

$$\sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta INF_{t-j} + \sum_{j=0}^q (\pi_{1j}^+ \Delta UN_{t-j}^+ + \pi_{1j}^- \Delta UN_{t-j}^- + \pi_{2j} \Delta LOIL_{t-j} + \pi_{3j} \Delta LEX_{t-j}) + \epsilon_t$$

avec $\beta_1^+ = -\theta_1^+/\rho$ et $\beta_1^- = -\theta_1^-/\rho$ qui représentent respectivement les coefficients de long terme associés aux variations positives et négatives du chômage sur l'inflation. INF_t représente le taux d'inflation⁴², UN_t correspond au taux de chômage, $LOIL_t$ représente le prix du pétrole exprimé en logarithme multiplié par 100 et LEX_t correspond au taux de change nominal extrait de la Banque des Règlements Internationaux (BRI). Le prix du pétrole et le taux de change nominal sont introduit dans l'équation de la courbe de Phillips pour tenir compte des éventuels chocs d'offre qui pourraient déformer la courbe de Phillips⁴³. Si les variations du chômage de longue durée contribuent à expliquer la présence d'une relation de cointégration asymétrique au Royaume-Uni, alors les hausses du chômage exercent un effet plus élevé sur l'inflation en valeur absolue que les baisses : $|\beta_1^+| > |\beta_1^-|$.

Tableau 4.7 – Courbe de Phillips en Allemagne

	Coefficient	Ecart-type
<i>Constante</i>	-0,077	1,906
INF_{t-1}	-0,175**	0,042
UN_{t-1}	-0,151**	0,039
$LOIL_{t-1}$	-0,019	0,086
LEX_{t-1}	0,363	0,464
ΔINF_{t-1}	0,130*	0,076
ΔINF_{t-2}	0,176**	0,077
ΔINF_{t-3}	0,019	0,078
ΔINF_{t-4}	-0,233**	0,077
ΔUN_t	0,055	0,158
$\Delta LOIL_t$	-0,536*	0,290
ΔLEX_t	0,983	2,787
β	-0,868**	0,216
\overline{R}^2	0,195	
F_{pss}	5,45	
t_{bdm}	-4,17	

^a Les valeurs critiques du F_{pss} et du t_{crit} correspondent respectivement à 4,35 et -3,78 au seuil de 5% et sont extraites de Pesaran *et al.* (2001) pour $k=3$.

^b **, * indiquent la significativité au seuil de 5%, 10% respectivement.

42. Les test ADF et KPSS menés sur les séries du déflateur et de l'indice des prix indiquent que les séries sont intégrés d'ordre 1.

43. Une approche conservatrice est retenue comme recommandé par Shin *et al.* (2011) en choisissant $k=3$.

Tableau 4.8 – Courbe de Phillips asymétrique en Allemagne

	Coefficient	Ecart-type
<i>Constante</i>	-1,290	2,488
INF_{t-1}	-0,193**	0,048
UN_{t-1}^+	-0,162**	0,041
UN_{t-1}^-	-0,138**	0,043
$LOIL_{t-1}$	0,026	0,109
LEX_{t-1}	0,685	0,598
ΔINF_{t-1}	0,135*	0,077
ΔINF_{t-2}	0,185**	0,079
ΔINF_{t-3}	0,026	0,080
ΔINF_{t-4}	-0,228**	0,078
ΔUN_{t-1}^+	0,156	0,293
ΔUN_{t-1}^-	-0,027	0,299
$\Delta LOIL_t$	-0,481	0,299
ΔLEX_t	1,091	2,804
β^+	-0,839**	0,196
β^-	-0,717**	0,242
\overline{R}^2	0,188	
F_{ps}	4,31	
t_{bdm}	-4,04	
<i>asyLT</i>	0,35	

^a Les valeurs critiques du F_{ps} et du t_{crit} correspondent respectivement à 4,35 et -3,78 au seuil de 5% et sont extraites de Pesaran *et al.* (2001) pour $k=3$.

^b **, * indiquent la significativité au seuil de 5%, 10% respectivement.

Tableau 4.9 – Courbe de Phillips en France

	Indice des prix		Déflateur	
	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
<i>Constante</i>	-2,164	3,805	-0,704	3,064
<i>INF</i> _{<i>t</i>-1}	-0,086**	0,021	-0,055**	0,015
<i>UN</i> _{<i>t</i>-1}	-0,170**	0,048	-0,099**	0,036
<i>LOIL</i> _{<i>t</i>-1}	-0,063	0,081	-0,037	0,066
<i>LEX</i> _{<i>t</i>-1}	0,892	0,779	0,396	0,633
Δ <i>INF</i> _{<i>t</i>-1}	0,199**	0,078	0,375**	0,067
Δ <i>INF</i> _{<i>t</i>-2}	0,075	0,076	0,019	0,074
Δ <i>INF</i> _{<i>t</i>-3}	-0,172**	0,077	0,093	0,073
Δ <i>INF</i> _{<i>t</i>-4}	-0,237**	0,076	-0,334**	0,066
Δ <i>UN</i> _{<i>t</i>}	-0,440**	0,222	-0,134	0,181
Δ <i>LOIL</i> _{<i>t</i>}	-0,665**	0,316	1,418**	0,259
Δ <i>LEX</i> _{<i>t</i>}	-0,610	3,020	-2,686	2,417
β	-1,984**	0,371	-1,809**	0,469
\bar{R}^2	0,297		0,530	
<i>F</i> _{<i>pss</i>}	6,26		3,99	
<i>t</i> _{<i>bdm</i>}	-3,96		-3,57	

^a Le *F*_{*pss*} teste l'hypothèse nulle que $\rho = \theta = 0$ avec *F*_{*crit*}=4,35. *t*_{*bdm*} teste l'hypothèse nulle que $\rho = 0$ avec *t*_{*crit*}=-3,78. Les valeurs critiques correspondent au seuil de 5% sont et sont extraites de Pesaran *et al.* (2001) pour *k*=3.

^b **, * indiquent la significativité au seuil de 5%, 10% respectivement.

Tableau 4.10 – Courbe de Phillips asymétrique en France

	Indice des prix		Déflateur	
	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
<i>Constante</i>	-4,488	4,006	-3,208	3,337
<i>INF</i> _{<i>t</i>-1}	-0,162**	0,039	-0,116**	0,032
<i>UN</i> ⁺ _{<i>t</i>-1}	-0,232**	0,054	-0,144**	0,041
<i>UN</i> ⁻ _{<i>t</i>-1}	-0,117**	0,053	-0,047	0,043
<i>LOIL</i> _{<i>t</i>-1}	0,287*	0,170	0,276*	0,158
<i>LEX</i> _{<i>t</i>-1}	1,494*	0,812	0,967	0,679
Δ <i>INF</i> _{<i>t</i>-1}	0,234**	0,079	0,378**	0,067
Δ <i>INF</i> _{<i>t</i>-2}	0,104	0,076	0,039	0,074
Δ <i>INF</i> _{<i>t</i>-3}	-0,136	0,077	0,111	0,073
Δ <i>INF</i> _{<i>t</i>-4}	-0,207**	0,076	-0,303**	0,068
Δ <i>UN</i> ⁺ _{<i>t</i>}	-0,355	0,350	-0,064	0,289
Δ <i>UN</i> ⁻ _{<i>t</i>}	-0,397	0,451	-0,066	0,368
Δ <i>LOIL</i> _{<i>t</i>}	-0,469	0,325	1,553**	0,265
Δ <i>LEX</i> _{<i>t</i>}	-0,627	2,985	-2,698	2,394
β^+	-1,436**	0,230	-1,238**	0,256
β^-	-0,724*	0,367	-0,403	0,409
\bar{R}^2	0,314		0,539	
<i>asyLT</i>	0,020		0,031	
<i>F</i> _{<i>pss</i>}	6,13		4,15	
<i>t</i> _{<i>bdm</i>}	-4,15		-3,62	

^a Les valeurs critiques du *F*_{*pss*} et du *t*_{*crit*} correspondent respectivement à 4,35 et -3,78 au seuil de 5% et sont extraites de Pesaran *et al.* (2001) pour *k*=3.

^b **, * indiquent la significativité au seuil de 5%, 10% respectivement.

Tableau 4.11 – Courbe de Phillips au Royaume-Uni

	Indice des prix		Déflateur	
	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
<i>Constante</i>	-3,897	4,585	-5,450	5,146
<i>INF</i> _{<i>t</i>-1}	-0,062**	0,024	-0,077**	0,026
<i>UN</i> _{<i>t</i>-1}	-0,094**	0,043	-0,098**	0,047
<i>LOIL</i> _{<i>t</i>-1}	-0,210	0,187	-0,276	0,204
<i>LEX</i> _{<i>t</i>-1}	1,144	0,906	1,542	1,018
Δ <i>INF</i> _{<i>t</i>-1}	0,399**	0,078	0,282**	0,067
Δ <i>INF</i> _{<i>t</i>-2}	0,097	0,086	0,172**	0,066
Δ <i>INF</i> _{<i>t</i>-3}	-0,096	0,084	0,286**	0,067
Δ <i>INF</i> _{<i>t</i>-4}	-0,239**	0,080	-0,483**	0,067
Δ <i>UN</i> _{<i>t</i>}	0,081	0,423	0,010	0,440
Δ <i>LOIL</i> _{<i>t</i>}	1,558**	0,631	0,666	0,711
Δ <i>LEX</i> _{<i>t</i>}	-0,988	2,987	1,786	3,264
β	-1,519*	0,904	-1,281*	0,734
\bar{R}^2	0,354		0,418	
<i>F</i> _{<i>pss</i>}	2,86		3,16	
<i>t</i> _{<i>bdm</i>}	-2,52		-2,88	

^a Les valeurs critiques du *F*_{*pss*} et du *t*_{*crit*} correspondent respectivement à 4,35 et -3,78 au seuil de 5% et sont extraites de Pesaran *et al.* (2001) pour *k*=3.

^b **, * indiquent la significativité au seuil de 5%, 10% respectivement.

Tableau 4.12 – Courbe de Phillips asymétrique au Royaume-Uni

	Indice des prix		Déflateur	
	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
<i>Constante</i>	15,408**	6,143	18,447**	6,569
<i>INF</i> _{<i>t</i>-1}	-0,216**	0,042	-0,267**	0,044
<i>UN</i> ⁺ _{<i>t</i>-1}	-0,356**	0,072	-0,451**	0,080
<i>UN</i> ⁻ _{<i>t</i>-1}	-0,082**	0,041	-0,101**	0,044
<i>LOIL</i> _{<i>t</i>-1}	0,313	0,212	0,469**	0,236
<i>LEX</i> _{<i>t</i>-1}	-2,111*	1,131	-2,479**	1,213
Δ <i>INF</i> _{<i>t</i>-1}	0,393**	0,074	0,241**	0,062
Δ <i>INF</i> _{<i>t</i>-2}	0,154*	0,083	0,220**	0,061
Δ <i>INF</i> _{<i>t</i>-3}	-0,020	0,080	0,376**	0,064
Δ <i>INF</i> _{<i>t</i>-4}	-0,191**	0,077	-0,316**	0,070
Δ <i>UN</i> ⁺ _{<i>t</i>}	0,663	0,554	0,359	0,586
Δ <i>UN</i> ⁻ _{<i>t</i>}	0,591	0,750	0,421	0,807
Δ <i>LOIL</i> _{<i>t</i>}	1,529**	0,603	0,677	0,660
Δ <i>LEX</i> _{<i>t</i>}	-2,735	2,860	-0,511	3,054
β^+	-1,649**	0,253	-1,691**	0,217
β^-	-0,381*	0,206	-0,379**	0,173
\bar{R}^2	0,426		0,508	
<i>asyLT</i>	0,000		0,000	
<i>F</i> _{<i>pss</i>}	6,46		8,32	
<i>t</i> _{<i>bdm</i>}	-5,16		-6,05	

^a Les valeurs critiques du *F*_{*pss*} et du *t*_{*crit*} correspondent respectivement à 4,35 et -3,78 au seuil de 5% et sont extraites de Pesaran *et al.* (2001) pour *k*=3.

^b **, * indiquent la significativité au seuil de 5%, 10% respectivement.

Les tableaux, ci-dessus, présentent les estimations MCO des équations (4.17) et (4.18). Les estimations du modèle linéaire sont commentées dans un premier temps. Les résultats de l'estimation apparaissent assez encourageants en l'Allemagne et en France lorsque l'inflation est mesurée par l'indice des prix à la consommation. Le coefficient de long terme β_1 ressort de manière significative dans ces deux pays avec des valeurs respectives de -0,97 et -1,98 impliquant qu'une variation de 1% du chômage entraîne une variation de 0,97% et de 1,98% de l'inflation de signe opposé. Les statistiques F_{pss} et t_{bdm} prennent des valeurs supérieures à leurs valeurs critiques au seuil de 5%. On en conclue à la présence d'une relation de long terme entre inflation et chômage dans ces deux pays⁴⁴. De son côté, le Royaume-Uni affiche des résultats plus discutables. Le tableau 19 indique que les statistiques F_{pss} et t_{bdm} se révèlent être inférieures à leurs valeurs critiques que ce soit pour l'indice des prix et le déflateur du PIB réel. Le coefficient β_1 étant tout de même significatif, il se peut qu'une spécification linéaire de la courbe de Phillips ne soit pas appropriée outre-Manche.

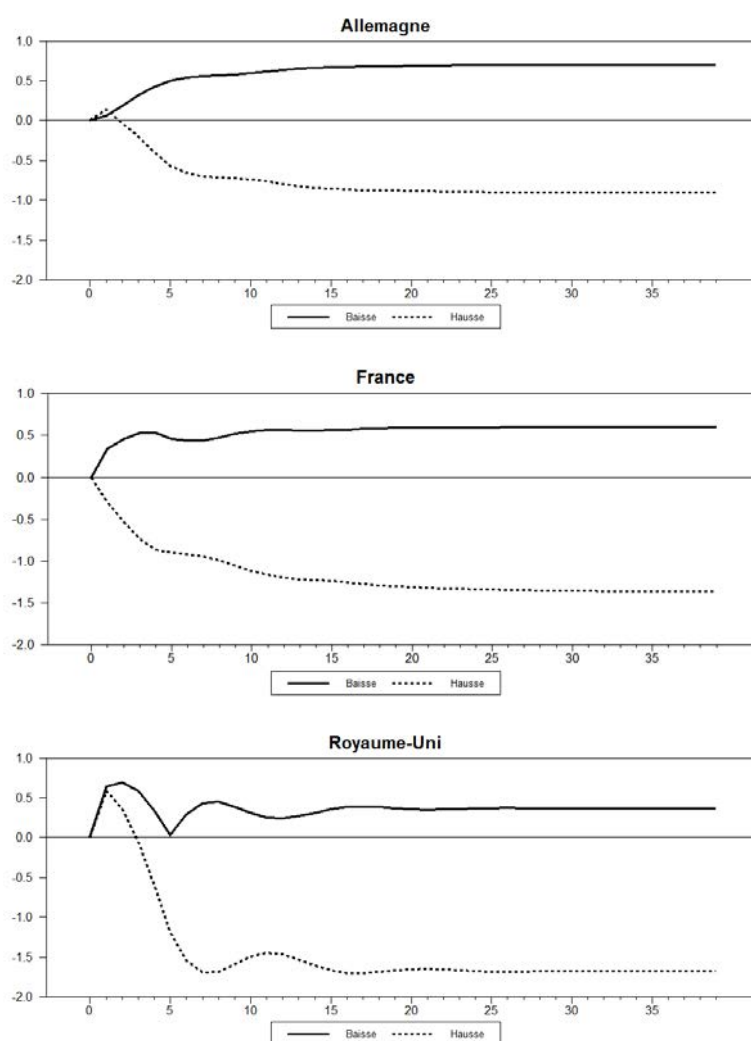
Le passage d'une structure linéaire à une structure asymétrique vient améliorer la portée de nos résultats mais dans des sens différents. En effet, outre-Rhin, le passage d'une structure asymétrie n'améliore clairement pas la qualité des résultats. Les valeurs des coefficients β_1^+ et β_1^- ressortent comme relativement proches. L'asymétrie des coefficients de long terme ne ressort pas de manière significative car le coefficient de détermination \overline{R}^2 est légèrement inférieur à celui du modèle linéaire et le test de Wald ne rejette pas l'hypothèse nulle de symétrie des coefficients. De plus, la statistique F_{pss} devient inférieure à sa valeur critique.

La France et le Royaume-Uni présentent toutes les deux une asymétrie de la courbe de Phillips. Cependant, cette asymétrie ne ressort pas de manière significative en France. L'asymétrie est vérifiée car le coefficient β_1^+ demeure supérieur en valeur absolue au coefficient β_1^- . Au Royaume-Uni, une hausse de 1% du chômage conduit à une réduction de l'inflation de 1,65% tandis qu'une baisse de chômage d'ampleur équivalente entraîne une augmentation de l'inflation de seulement 0,38%. En France, l'écart entre les deux coefficients est moins prononcé dans la mesure où l'impact d'une variation du chômage de 1% sur l'inflation est de -1,44% suite à une hausse chômage contre -0,72% suite à une baisse du chômage. L'examen du test de Wald et des intervalles de confiance viennent souligner la fragilité de l'asymétrie dans le cas français. En se basant sur l'indice des prix, l'intervalle de confiance à 95% associée à β_1^+ vaut [-0,98 ; -1,87] et chevauche l'intervalle de confiance de β_1^- qui vaut : [-0,00 ; -1,44]. Une conclusion similaire est observée lorsqu'on utilise le déflateur du PIB réel.

44. La comparaison avec le déflateur du PIB est défavorable à la France car bien que le coefficient β_1 reste significatif, les statistiques F_{pss} et t_{bdm} deviennent inférieures à leurs valeurs critiques.

Le Royaume-Uni présente une asymétrie significative de la courbe de Phillips. L'intervalle de confiance de β_1^+ : [-1,15;-2,14] ne se confond pas avec celui du coefficient β_1^- : [0,02;-0,78]. Le passage d'une structure linéaire à une structure asymétrique améliore sensiblement la valeur du coefficient de détermination \bar{R}^2 et rend les valeurs F_{pss} et t_{bdm} supérieures à leurs valeurs critiques. Une asymétrie qui demeure robuste à l'emploi du déflateur du PIB réel.

Graphique 4.4 – Multiplicateurs dynamiques de la Courbe de Phillips



L'impact sur l'inflation d'une hausse du chômage est exprimé en trait discontinu et celui d'une baisse en trait continu.

La forme des multiplicateurs dynamiques présentés dans le graphique 4.4 apporte également des informations utiles sur l'asymétrie de la courbe de Phillips. En particulier, le multiplicateur dynamique associé à une hausse du taux de chômage fait ressortir une différence importante entre d'un côté l'Allemagne et la France et d'un autre côté le Royaume-Uni. En Europe continentale, l'impact d'une hausse du chômage sur l'inflation

se fait de manière graduelle avec un équilibre qui est atteint après un temps relativement long. A l'inverse, au Royaume-Uni, la forme du multiplicateur dynamique suggère que la hausse du chômage se répercute très rapidement sur l'inflation. Une désinflation nécessite une durée réduite de chômage au Royaume-Uni contre une période relativement prolongée en Europe continentale.

Une désinflation est obtenue rapidement au Royaume-Uni car elle concerne dans un premier temps des chômeurs de courte durée qui exerce une pression à la baisse sur les salaires nominaux. En l'absence de reprise forte et durable, ces chômeurs tendent à se transformer en chômeurs de longue durée. L'asymétrie de la courbe de Phillips au Royaume-Uni souligne que la réduction du chômage possède de faibles propriétés inflationnistes. Inversement, le chômage conserve ses propriétés inflationnistes en Allemagne et en France⁴⁵. Comment expliquer ce résultat ? Notre interprétation est la suivante : la diminution du chômage de longue durée. Au Royaume-Uni, la réduction du chômage s'est traduite essentiellement par une baisse du chômage de longue durée. A l'inverse, en Allemagne et en France, la réduction du chômage présente de fortes tensions inflationnistes car la nature du chômage y est différente. En effet, d'après la forme des multiplicateurs dynamiques, une désinflation nécessite une période prolongée de chômage.

De plus, la présence d'une cointégration asymétrique outre-Manche suggère que la relation d'Okun se place sur un horizon de long terme. Les contractions du PIB réel produisent une persistance du chômage associée à l'apparition d'un chômage de longue durée. Comme ces derniers n'exercent pas d'influence sur les salaires nominaux, le marché du travail présente plus de difficultés à s'ajuster. La persistance du chômage peut néanmoins disparaître avec une expansion durable et forte du PIB réel centrée sur l'embauche de chômeurs de longue durée. En Allemagne et en France, cette persistance va sans doute s'expliquer par des modifications des structures du marché du travail. Par exemple, le coût du travail qui éloigne durablement de l'emploi les travailleurs à faible productivité. Le niveau élevé de chômage de longue durée observé dans le graphique 4.3 tient sans doute plus aux institutions du marché du travail.

4.6 Conclusion

Ce chapitre était consacré à une modélisation de l'asymétrie dans la loi d'Okun sur un horizon de long terme. Le modèle de Shin *et al.* (2011) est employé en intégrant différentes formes d'asymétrie. De manière générale, l'examen de l'asymétrie du coefficient d'Okun

45. Des estimations supplémentaires en omettant les données au premier choc pétrolier de 1974 viennent confirmer le robustesse de ces résultats. Les estimations montrent une diminution en valeur absolue des coefficients β_1^- et β_1^+ . Au Royaume-Uni, le coefficient β_1^- approche une valeur très faible de l'ordre de -0,02 et devient non significatif.

s'effectue à l'intérieur d'un cadre de court terme où les séries du PIB réel et du chômage sont exprimées en "différences premières" ou en écart à des tendances de long terme. De plus, la plupart des travaux consacrés à ce sujet expriment l'asymétrie dans un sens où l'activité est séparée simplement en phases positives et négatives. L'emploi du modèle ARDL cointégré asymétrique de Shin *et al.* (2011) permet de tester la présence d'une relation de long terme potentiellement asymétrique entre le PIB réel et le chômage. Ce modèle est appliqué à trois grands pays européens : Allemagne, France et Royaume-Uni. Le Royaume-Uni se caractérise par une relation de cointégration asymétrique. Les hausses et baisses du PIB réel de forte ampleur impactent de manière durable le niveau de chômage présent dans l'économie. A l'inverse, les variations du PIB de faible ampleur ont un impact quasi-nul sur le taux de chômage. Cette conclusion se rapproche de celle des *jobless recoveries* américaines où les phases de croissance lente rendent le coefficient d'Okun non significatif.

Nous pensons que les variations du chômage de longue durée expliquent la relation de cointégration asymétrique au Royaume-Uni. Les chômeurs de longue durée, qui n'exercent pas de pressions sur les salaires nominaux, ne permettent pas au marché du travail d'ajuster les chocs du PIB réel. Une baisse durable du PIB réel produit un éloignement progressif des chômeurs de longue durée du marché du travail et par conséquent une hausse pérenne du chômage. Néanmoins, une forme d'hystérèse "inversée" peut également se produire. Une hausse durable et forte du PIB réel, générée par exemple par un excès de confiance des agents, entraîne une baisse permanente du chômage si cette expansion se traduit par l'embauche de chômeurs de longue durée. A l'inverse, en Allemagne et en France la relation négative entre PIB réel et chômage n'est présente seulement que sur un horizon de court terme. Dans ces deux pays, nous ne parvenons pas quelque soit la spécification employée à rejeter l'hypothèse nulle d'absence de cointégration et à trouver des formes d'asymétrie à court terme et à long terme.

4.A Annexes du Quatrième Chapitre

Tableau 4.13 – Test ADF sur le PIB réel

	Constante sans tendance			Constante et tendance		
	Test	Retards	Ordre d'intégration	Test	Retards	Ordre d'intégration
Niveau						
Allemagne	-1,28	0	Non stationnaire	-1,20	0	Non stationnaire
France	-2,11	4	Non stationnaire	-2,38	2	Non stationnaire
Royaume-Uni	0,14	1	Non stationnaire	-2,79	2	Non stationnaire
Différences premières						
Allemagne	-11,09	0	Intégré d'ordre 1	-11,13	0	Intégré d'ordre 1
France	-6,05	3	Intégré d'ordre 1	-6,38	3	Intégré d'ordre 1
Royaume-Uni	-9,97	0	Intégré d'ordre 1	-9,95	0	Intégré d'ordre 1

^a La structure des retards est choisi à l'aide du critère SBC. Le nombre maximum de retards est fixé à 8. Nous nous référons au modèle avec constante et au modèle avec constante et tendance.

^b L'hypothèse nulle est la présence de racine unitaire, si la série a une racine unitaire, le valeur du test sera supérieure à la valeur critique. Les valeurs critiques au seuil de 5% sont -2,89 et -3,45 pour le modèle avec constante et le modèle avec tendance respectivement.

Tableau 4.14 – Test ADF sur le taux de chômage

	Constante sans tendance			Constante et tendance		
	Test	Retards	Ordre d'intégration	Test	Retards	Ordre d'intégration
Niveau						
Allemagne	-2,61	1	Non stationnaire	-1,56	1	Non stationnaire
France	-2,61	1	Non stationnaire	-2,08	1	Non stationnaire
Royaume-Uni	-2,83	1	Non stationnaire	-2,86	1	Non stationnaire
Différences premières						
Allemagne	-6,72	0	Intégré d'ordre 1	-7,10	0	Intégré d'ordre 1
France	-6,30	0	Intégré d'ordre 1	-6,51	0	Intégré d'ordre 1
Royaume-Uni	-4,19	0	Intégré d'ordre 1	-4,23	0	Intégré d'ordre 1

^a La structure des retards est choisi à l'aide du critère SBC. Le nombre maximum de retards est fixé à 8. Nous nous référons au modèle avec constante et au modèle avec constante et tendance.

^b L'hypothèse nulle est la présence de racine unitaire, si la série a une racine unitaire, le valeur du test sera supérieure à la valeur critique. Les valeurs critiques au seuil de 5% sont -2,89 et -3,45 pour le modèle avec constante et le modèle avec tendance respectivement.

Tableau 4.15 – Test KPSS sur le PIB réel

	Constante		Constante et tendance	
	Test	Ordre d'intégration	Test	Ordre d'intégration
Niveau				
Allemagne	3,31**	Non stationnaire	0,52**	Non stationnaire
France	3,29**	Non stationnaire	0,42**	Non stationnaire
Royaume-Uni	3,31**	Non stationnaire	0,31**	Non stationnaire
Différences premières				
Allemagne	0,29	Intégré d'ordre 1	0,03	Intégré d'ordre 1
France	0,61*	Non stationnaire	0,06	Intégré d'ordre 1
Royaume-Uni	0,11	Intégré d'ordre 1	0,10	Intégré d'ordre 1

L'hypothèse nulle du test KPSS est la stationnarité de la série, si la série est stationnaire, le valeur du test sera inférieure à la valeur critique. Les symboles **, * désignent le rejet respectif de l'hypothèse nulle au seuil de 5% et de 10%.

Tableau 4.16 – Test KPSS sur le taux de chômage

	Constante		Constante et tendance	
	Test	Ordre d'intégration	Test	Ordre d'intégration
Niveau				
Allemagne	2,28**	Non stationnaire	0,39**	Non stationnaire
France	2,13**	Non stationnaire	0,70**	Non stationnaire
Royaume-Uni	0,54**	Non stationnaire	0,55**	Non stationnaire
Différences premières				
Allemagne	0,41	Intégré d'ordre 1	0,06	Intégré d'ordre 1
France	0,30	Intégré d'ordre 1	0,06	Intégré d'ordre 1
Royaume-Uni	0,20	Intégré d'ordre 1	0,12	Intégré d'ordre 1

L'hypothèse nulle du test KPSS est la stationnarité de la série, si la série est stationnaire, le valeur du test sera inférieure à la valeur critique. Les symboles **, * désignent le rejet respectif de l'hypothèse nulle au seuil de 5% et de 10%.

Conclusion Générale

Cette thèse apporte un éclairage nouveau sur la déformation de la loi d'Okun à travers le cycle économique. La démarche adoptée dans cette thèse repose sur une approche essentiellement empirique en s'appuyant sur les développements les plus récents en séries temporelles et en économétrie appliquée.

La mesure du coefficient d'Okun a fait l'objet d'une vaste littérature que le **Chapitre 1** se propose d'analyser en profondeur. Nous avons mobilisé une méta-analyse afin d'expliquer l'hétérogénéité du coefficient d'Okun et de prouver l'existence de biais de publication dans la littérature. La stratégie empirique a abouti à la constitution de 269 coefficients d'Okun issus d'estimations originales provenant de 29 articles académiques. Cela permet de regrouper un nombre important de stratégies empiriques, de spécifications et de contexte pour discriminer parmi les facteurs influençant la valeur du coefficient. Les résultats de ce premier chapitre indiquent que la première source d'hétérogénéité provient du choix de la variable endogène (PIB réel ou chômage) dans l'estimation de la loi d'Okun. Le choix de la variable endogène va impliquer une interprétation différente de la loi d'Okun. Si le chômage est retenu comme variable endogène, le coefficient d'Okun mesure la variation du chômage suite à une variation transitoire de 1% de la production. Dans ce cas de figure, la valeur "authentique" tel que mesurée par la méta-analyse d'un choc du PIB réel sur le chômage vaut 0,61 en valeur absolue. La valeur "authentique" du coefficient d'Okun lorsque le PIB réel correspond à la variable endogène est estimé à 1,02 en valeur absolu. Cette valeur ne correspond pas nécessairement à l'inverse du coefficient $1/0,61$ car elle traduit plutôt l'impact d'une variation du chômage sur la fonction de production. Cette valeur contraste avec le ratio 2 :1 qui fait l'objet d'un consensus dans la littérature. Ce ratio traduit l'idée que la réduction du chômage doit s'accompagner d'une hausse simultanée de la productivité et des heures par travailleurs pour générer les 2% de production supplémentaire. De fait, la loi d'Okun représente une chaîne de corrélations complexes que se propose d'examiner le second chapitre de cette thèse.

Le second chapitre est revenu sur l'examen des fondements empiriques de la loi d'Okun et sa déformation au cours des récessions et reprises. Tout d'abord, le **Chapitre 2** a montré que la loi d'Okun repose essentiellement sur la pratique du *labour hoarding* ou rétention de main d'oeuvre. Les mouvements du PIB réel ne sont pas entièrement répercutés sur l'emploi et les heures travaillées. Cette pratique se traduit par une productivité qui se comporte de manière procyclique. Au cours d'une récession, les firmes n'ajustent pas intégralement les pertes de production sur la quantité de travail et de fait on observe une réduction de la productivité du travail. Au cours des reprises, les firmes qui possèdent une certaine réserve de main d'oeuvre répondent à la hausse de l'activité par une productivité accrue de leurs salariés plutôt que par des embauches.

Depuis les années 80, la productivité du travail a perdu son caractère procyclique

aux Etats-Unis remettant en cause l'un des fondements empiriques de la loi d'Okun. Au cours de la "Grande Récession", la productivité du travail s'est maintenue à des niveaux élevés outre-Atlantique tandis qu'elle diminuait en Allemagne et en France. Des facteurs tels que le déclin en terme réel du salaire minimum, la perte d'influence des syndicats, l'introduction de formes atypiques d'emplois, la crainte des délocalisations et la polarisation croissante du travail entre qualifiés et non qualifiés sont avancés pour expliquer ce phénomène observé aux Etats-Unis. Les mouvements de la production sont intégralement impactés sur les heures agrégées, c'est à dire la combinaison des heures par travailleur, de l'emploi et du taux de participation. Ce n'est pas le cas en Allemagne et en France car la productivité amortit les fluctuations de l'activité en Europe et cette variable se comporte de façon procyclique.

Ce chapitre porte aussi sur la déformation de la loi d'Okun au cours des récessions et reprises. Les résultats associés aux phases de récession montrent, de manière attendue, que ces dernières enregistrent une sensibilité accrue du coefficient d'Okun ainsi que des variations plus prononcées du taux de chômage aux Etats-Unis et en France. Le travail sur les reprises montre des différences subtiles entre l'économie américaine et française. En France, les reprises une légère diminution en valeur absolue du coefficient d'Okun mais non significative. Aux Etats-Unis, la disparition du *labour hoarding* conduit à réduire considérablement la sensibilité du chômage à la croissance du PIB réel. Un trait que l'on retrouve seulement au cours des *jobless recoveries* où le coefficient d'Okun n'est plus significatif. L'Allemagne ressort comme un cas particulier car la loi d'Okun ne se déforme ni au cours des reprises, ni au cours des récessions.

La méta-analyse du **Chapitre 1** ainsi que la cadre d'analyse du **Chapitre 2** décrivait la loi d'Okun comme les déviations temporaires du chômage et du PIB par rapport à leurs niveaux de long terme. Pour Okun (1962), le chômage et le PIB réel sont reliés par leurs mouvements transitoires autour de séries tendanciennes stables. Dans le **Chapitre 3**, nous avons souhaité examiner la pertinence de ce cadre d'analyse. A cette fin, le modèle de Sinclair (2009) a été employé afin de discriminer de l'importance des chocs transitoires et permanents dans les mouvements du PIB réel et du chômage. Le modèle est enrichi de la présence de changements structurels dans la spécification du PIB réel et du chômage car leur présence tend, selon Perron et Wada (2009), à réduire l'influence des chocs permanents. Le modèle est appliqué à quatre grand pays européens : Allemagne, France, Italie et Royaume-Uni. Les résultats de ce chapitre soulignent la primauté des chocs permanents dans les fluctuations du PIB réel et du chômage. Ces résultats demeurent robustes à l'emploi de changements structurels tenant compte du ralentissement de la croissance du PIB et de la persistance du chômage. Ce chapitre montre également que les innovations des chocs permanents et transitoires ressortent comme négativement corrélées. La

relation entre chômage et PIB matérialisée par la loi d'Okun dépend essentiellement de mouvements permanents plutôt que transitoires. L'Allemagne fait exception à tous ces résultats et laisse un plus grand rôle aux chocs transitoires dans les mouvements du PIB réel et du chômage. La nature des fluctuations macroéconomiques en Allemagne diffère complètement des autres pays européens.

Le caractère permanent des fluctuations macroéconomiques continue de faire l'objet d'une recherche dans le **Chapitre 4** où nous examinons la présence d'une relation de cointégration entre la production et le chômage. Ce chapitre examine la présence d'une relation de cointégration asymétrique dans les trois pays suivants : Allemagne, France et Royaume-Uni. Pour cela, nous estimons un modèle ARDL cointégré asymétrique en supposant une asymétrie à deux et trois régimes. Les résultats suggèrent que les hausses et baisses de forte ampleur du PIB réel impactent de manière durable le chômage. À l'inverse, les phases d'expansions lentes ne produisent pas d'effets pérennes sur le niveau de chômage dans les économies. Nous pensons que le chômage de longue durée joue un rôle clé pour expliquer ce phénomène.

Les développements de cette thèse trouvent un écho particulier dans le contexte actuel marqué par la persistance d'un chômage élevé et l'absence de reprise durable de l'activité au niveau des pays industrialisés. Cette thèse montre que la rétention de main d'œuvre vient lisser les fluctuations de l'activité sur l'emploi et engendrer une corrélation positive entre la production et la productivité. Au cours de la "Grande Récession", l'Allemagne a connu une progression très légère du chômage de 0,2% malgré une diminution du PIB réel de 5,1% grâce au dispositif du *Kurzarbeit*. Ce dispositif permet à une entreprise de prendre des mesures de chômage partiel pendant six mois pour des raisons conjoncturelles. Un dispositif qui apparaît bien adapté à l'Allemagne où les fluctuations macroéconomiques présentent un caractère transitoire. Par conséquent, en présence de phases transitoires d'expansion et de récession, les entreprises allemandes évitent d'ajuster leur production par l'emploi. De façon plus générale, le choix du *labour hoarding* fait par l'Allemagne se reflète également par l'absence de déformation de la loi d'Okun au cours des récessions et reprises. Un résultat qui demeure surprenant car on peut penser de manière intuitive que la pratique du *labour hoarding* tend à créer des reprises sans emploi. Ce constat est néanmoins infirmé dans le cas de l'Allemagne où les phases de reprises ne viennent pas remettre en cause le coefficient d'Okun.

En revanche, aux États-Unis, les reprises récentes sont caractérisées par une déformation totale et significative de la loi d'Okun. Un résultat qui est aussi valable pour la reprise suivant la "Grande Récession". Ces résultats viennent alimenter le débat sur la stabilité de la loi d'Okun depuis la "Grande Récession". Des auteurs comme Ball *et al.* (2013) insistent pour relier les performances décevantes du marché du travail à un écart

de production persistant entre le PIB potentiel et le PIB observé. La persistance de cet écart de production engendrait un niveau de chômage supérieur à sa tendance de long terme. Ball et ses coauteurs ainsi que Gali *et al.* (2012) en concluent à la robustesse de la loi d'Okun et arrivent à la conclusion que la reprise récente diffère des “reprises historiques” par son contenu en croissance. Nos estimations montrent, cependant, que les *jobless recoveries* modifient la nature de la loi d'Okun par rapport aux “reprises historiques”.

Nous pensons que la recherche permanente de gains de productivité par les entreprises vient perturber la relation d'Okun. Entre 1980 et 2007, la moitié de la productivité horaire américaine s'explique par l'informatisation de la société. Or, d'après l'économiste Philippe Askenazy, la productivité “informatique” ne s'améliore que lorsque l'entreprise bouleverse son organisation du travail. Les gains de productivité émergent lorsque le travail devient plus “intense”. Cette intensification du travail va se traduire par la volonté des entreprises de maintenir une productivité élevée sur toutes les phases du cycle. Les travaux produits par le cabinet de consultants McKinsey Institute (2011) montrent en effet que les gains de productivité générés pendant les récessions permettent aux firmes de reporter les créations d'emplois à plus tard. Un trait visible dans nos données où l'on observe la disparition de la loi d'Okun au cours des *jobless recoveries*. De plus, on observe également une productivité élevée au cours de ces *jobless recoveries* malgré l'absence de rétention de main d'oeuvre. L'économie américaine se caractérise donc par une flexibilité du marché du travail “asymétrique” où les reprises servent aux entreprises à regagner en profitabilité et en compétitivité.

Un constat qui peut être renforcé dans l'idée que d'après une série d'articles de Morley *et al.* (2003), Sinclair (2009) ou encore Mitra et Sinclair (2012), la nature des fluctuations macroéconomiques présentent un caractère permanent. Par conséquent, dans un tel contexte, selon Clark (1989), la progression du PIB réel dépend de l'importance des chocs permanents qui viennent frapper la série. A l'inverse, en Allemagne, la primauté des fluctuations transitoires impliquent que les phases de récessions sont suivies de phases de rebond. Les hausses et baisses de la production revêtent un caractère temporaire et incitent les firmes à éviter les mouvements d'effectifs. Ce phénomène se reflète par une forte corrélation entre la production et la productivité du travail, la plus élevée par rapport aux Etats-Unis et à la France, indiquant ainsi une forte rétention de la main d'oeuvre.

Les résultats de cette thèse montrent que la France présente une situation intermédiaire entre ces deux pays. D'après le **Chapitre 3**, les fluctuations du PIB réel et du chômage sont de nature permanente de manière similaire à l'économie américaine. Les mouvements du PIB réel vont dépendre de chocs qui font augmenter de manière durable le taux de croissance du PIB réel ou réduire de façon pérenne le taux de chômage. La différence avec l'économie américaine est que la France continue à pratiquer le *labour hoarding*. Au

cours de la “Grande Récession”, la productivité du travail a bien diminué en France. Le **Chapitre 2** tend cependant à souligner que la pratique du *labour hoarding* tend à décliner en France depuis le milieu des années 80. Une autre différence avec l'économie américaine est que malgré le caractère permanent des mouvements macroéconomiques, la recherche de gains de productivité semble moins intense en France. Les firmes françaises ne semblent pas profiter des récessions pour renouveler leur organisation du travail. Les reprises vont être marquées par la présence d'un sureffectif qui empêche les créations d'emploi au cours des reprises. En Allemagne, cette rétention de main d'oeuvre ne semble pas gêner les créations d'emploi car le caractère transitoire des fluctuations de la production incitent les entreprises à embaucher dès que l'économie atteint le creux de la récession.

Au Etats-Unis, il ressort également que la “Grande Récession” a contribué à l'apparition inquiétante d'un chômage de longue durée. Un article récent de Krueger *et al.* (2014) présente une analyse empirique du chômage de longue durée aux Etats-Unis. Historiquement, le chômage de longue durée a longtemps oscillé entre 10% et 20% du total des chômeurs. Comme nous l'avons dans le **Chapitre 4**, cette part est bien plus élevée dans des pays comme la France, l'Allemagne ou le Royaume-Uni où elle représentait souvent de 60% du chômage total. Suite au choc de la “Grande Récession”, cette part a bondi outre-Atlantique à près de 45%. Un niveau qui reste encore inférieur à celui de l'Europe, mais inédit pour l'économie américaine. Le débat fait rage aux Etats-Unis pour savoir si cette hausse du chômage de long terme représente une hausse permanente ou transitoire.

L'expérience du Royaume-Uni évoqué dans le quatrième chapitre offre des enseignements précieux pour l'économie américaine sur une réduction réussie du chômage de longue durée. Tout d'abord, le Royaume-Uni partagent de nombreux traits communs avec l'économie américaine : marché du travail flexible, économie dominée par les services. De plus, le troisième chapitre souligne que l'économie britannique est aussi affectée par des chocs de nature permanente à la manière de l'économie américaine.

Outre-Manche, une contraction du PIB réel tend à produire une hausse durable du chômage avec comme conséquence l'apparition d'un chômage de longue durée. Ces derniers ont la particularité d'exercer une faible influence sur les négociations salariales et réduisent les propriétés inflationnistes du chômage. Par conséquent, une phase de *boom* économique à la manière du *boom* Lawson ou la sortie du Royaume-Uni du SME peut venir réduire durablement la persistance du chômage sans générer de tensions inflationnistes.

Bibliographie

- ASKENAZY, P. (2011). *Les décennies aveugles Emploi et Croissance (1970-2010)*. Editions du Seuil.
- ATTFIELD, C. et SILVERSTONE, B. (1997). Okun's Coefficient : A Comment. *Review of Economics and Statistics*, 79:pp. 326–329.
- ATTFIELD, C. et SILVERSTONE, B. (1998). Okun's law, Cointegration and Gap Variables. *Journal of Macroeconomics*, 20:pp. 625–637.
- BAI, J. et PERRON, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66:pp. 47–78.
- BAI, J. et PERRON, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural changes models. *Journal of Applied Econometrics*, 18:pp. 1–22.
- BALL, L. (1999). Aggregate demand and Long-Run Unemployment. *Brookings Paper on Economic Activity*, 30:pp. 189–252.
- BALL, L. (2009). Hysteresis in Unemployment : Old and New Evidence. *NBER Working Paper*, 1:pp. 1–35.
- BALL, L., LEIGH, D. et LOUNGANI, P. (2013). Okun's Law : Fit at 50. *NBER Working Paper*, 1:pp. 1–38.
- BANERJEE, A., DOLADO, J. et MESTRE, R. (1998). Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. *Journal of Time Series Analysis*, 19:pp. 267–283.
- BARNICHON, R. (2010). Productivity and Unemployment over the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, 57:pp. 1013–1025.
- BASISTHA, A. (2007). Trend-cycle correlation, drift break and the estimation of trend and cycle in Canadian GDP. *Canadian Journal of Economics*, 40:pp. 584–606.

- BAXTER, M. et KING, R. (1999). Measuring business cycle : Approximate bandpass filters. *Review of Economics and Statistics*, 81:pp. 575–593.
- BEATON, K. (2010). Time variation in Okun’s law : A Canada and US comparison. *Bank of Canada, Working Paper*, 7:pp. 3–15.
- BERGER, T. (2011). Estimating Europe’s natural rates. *Empirical economics*, 40:pp. 521–536.
- BEVERIDGE, S. et NELSON, C. (1981). A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, 7:pp. 151–174.
- BLACK, F. (1987). *Business cycles and Equilibrium*. New York : Basil Blackwell.
- BLANCHARD, O. (1989). A Traditionnal Interpretation of Macroeconomic Fluctuations. *American Economic Review*, 79:pp. 1146–1164.
- BLANCHARD, O. et COHEN, D. (2007). *Macroéconomie*. Pearson Education.
- BLANCHARD, O. et QUAH, D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, 79:pp. 655–673.
- BLANCHARD, O. et SUMMERS, L. (1986). Hysteresis and the European Unemployment Problem. *NBER Macroeconomics Annual*, 1:pp. 15–77.
- BLINDER, A. (1997). Is There a Core of Practical Macroeconomics That We Should All Believe? *American Economic Review*, 83:pp. 240–243.
- BURDA, M. et HUNT, J. (2011). What explains the German Labor Miracle in the Great Recession. *Brookings Paper on Economic Activity*, 42:pp. 273–335.
- CABALLERO, R. et HAMMOUR, M. (1994). The cleansing effect of recession. *American Economic Review*, 85:pp. 1075–1084.
- CHANTREL, E., SUTTER, C., LEQUIEN, M. et MONTAUT, A. (2014). Quel potentiel de rebond de l’économie française? *Note de conjoncture INSEE*, 3:pp. 19–40.
- CLARK, P. (1987). The Cyclical Component of US Economic Activity. *The Quarterly Journal of Economics*, 107:pp. 797–814.
- CLARK, P. (1989). Trend Reversion in Real Output and Unemployment. *Journal of Monetary Economics*, 40:pp. 14–32.

- COTIS, J.-P. et MIHOUBI, F. (1990). L'hystérèsis du taux de chômage en europe. *Economie et Prévision*, 92:pp. 127–144.
- CRAFTS, N. (2013). Returning to Growth : Policy Lessons from History. *Fiscal Studies*, 34:pp. 255–282.
- CRESPO CUARESMA, J. (2003). Okun's law revisited. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 4:pp. 439–451.
- DELATTE, A.-L. et LOPEZ-VILLAVICIENCO, A. (2012). Asymmetric exchange rate pass-through : Evidence from major countries. *Journal of Macroeconomics*, 34:pp. 833–844.
- DELONG, D. et LAN, K. (1992). Are All Economic Hypotheses False. *Journal of Political Economy*, 100:pp. 1251–1272.
- DELONG, J. et SUMMERS, L. (2012). Fiscal Policy in a Depressed Economy. *Brookings Paper on Economic Activity*, 44:pp. 233–297.
- DICKEY, D. et FULLER, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74:pp. 427–437.
- DOUCOULIAGOS, C., LAROCHE, P. et STANLEY, T. (2005). Publication Bias in Union-Productivity Research. *Industrial Relations*, 60:pp. 320–347.
- DOUCOULIAGOS, C. et STANLEY, T. (2008). Theory Competition and Selectivity : Are All Economic Facts Greatly Exaggerated? *Deakin University Economic Series*, 6:pp. 1–46.
- DUSTMANN, C., FITZENBERGER, B., SCHÖNBER, U. et SPITZ-OENER, A. (2014). From Sick Man of Europe to Economic Superstar : Germany's Resurgent Economy. *Journal of Economic Perspectives*, 28:pp. 167–188.
- EGGER, M., SMITH, G., SCHNEIDER, M. et MINDER, C. (1997). Bias in Meta-Analysis Detected by a Simple, Graphical Test. *British Medical Journal*, 315:pp. 629–634.
- ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T. et STOCK, J. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64:pp. 813–836.
- ELSBY, M., HOBIJN, B. et SAHIN, A. (2010). The Labor Market in the Great Recession. *Brookings Paper on Economic Activity*, 41:pp. 1–69.
- ENDERS, W. (2010). *Applied Econometric Time Series*. Wiley, Wiley Series in Probability and Statistics.

- FOUQUAU, J. (2008). Threshold effects in Okun's law : a panel data analysis. *Economics Bulletin*, 5:pp. 1–14.
- FREEMAN, D. (2001). Panel tests of Okun's law for ten industrial countries. *Economic Inquiry*, 39:pp. 511–523.
- GALBRAITH, R. (1988). A Note on Graphical Presentation of Estimated Odds Ratios from Several Clinical Tests. *Statistics in Medicine*, 7:pp. 889–894.
- GALI, J. (1999). Technology, Employment, and the Business Cycle : Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations? *American Economic Review*, 89:pp. 249–271.
- GALI, J., SMETS, F. et WOUTERS, R. (2012). Slow Recoveries : A Structural Interpretation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 44:pp. 9–30.
- GALI, J. et VAN RENS, T. (2010). The Vanishing Procyclicality of Labor Productivity. *IZA Discussions Papers*, 5099:pp. 1–42.
- GAUTIÉ, J. (2009). *Le chômage*. La Découverte, Paris.
- GORDON, R. (1984). Unemployment and Potential Output in the 1980s. *Brookings Paper on Economic Activity*, 2:pp. 537–586.
- GORDON, R. (2010). Okun's law and Productivity Innovations. *American Economic Review*, 100:pp. 11–15.
- HARRIS, R. et SILVERSTONE, B. (2001). Testing for asymmetry in okun's law : A cross-country comparison. *Economics Bulletin*, 5:pp 1–13.
- HARVEY, A. (1985). Trends and Cycles in Macroeconomic Time Series. *Journal of Business and Economic Statistics*, 3:pp1 216–217.
- HARVEY, A. (1989). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman filter*. Cambridge University Press, Cambridge.
- HAVRANEK, T. (2010). Rose Effect and the Euro : is the Magic Gone. *Review of World Economics*, 146:pp. 241–261.
- HODRICK, R. et PRESCOTT, E. (1997). Postwar us Business Cycles : An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29:pp. 1–16.
- HOLMES, M. et SILVERSTONE, B. (2006). Okun's law, asymmetries and jobless recoveries in the United States : a Markov Switching approach. *Economics Letters*, 92:pp. 293–299.

- HUANG, H. et CHANG, Y. (2005). Investigating Okun's law by the structural break with threshold approach : evidence from Canada. *The Manchester School*, 5:pp. 599–611.
- HUANG, H. et LIN, S. (2006). A flexible nonlinear inference to Okun's relationship. *Applied Economics Letters*, 13:pp. 325–331.
- HUANG, H. et LIN, S. (2008). Smooth-Time-Varying Okun's Coefficient. *Economic Modelling*, 26:pp. 363–375.
- IMF (2010). Unemployment dynamics during recessions and recoveries : Okun's law and beyond. *World Economic Outlook (WEO)*, 3:pp. 69–108.
- INSTITUTE, M. K. G. (2011). An Economy that works : Job creation and America's future. Rapport technique, McKinsey Global Institute.
- JAEGER, A. et PARKINSON, M. (1994). Some evidence on hysteresis in unemployment rates. *European economic review*, 38:pp. 329–342.
- KATRAKILIDIS, C. et TRACHANAS, E. (2012). What drives housing price dynamics in Greece : New evidence from asymmetric ARDL cointegration. *Economic Modelling*, 29:pp. 1064–1069.
- KING, T. et MORLEY, J. (2007). In search of the natural rate of unemployment. *Journal of Monetary Economics*, 54:pp. 550–564.
- KNOTEK, E. (2007). How useful is Okun's law. *Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City*, 4:pp. 73–103.
- KRASSOI PEACH, E. et STANLEY, T. (2009). Efficiency Wages, Productivity and Simultaneity : A Meta-Regression Analysis. *Journal of Labor Research*, 30:pp. 262–268.
- KRUEGER, A., CRAMER, J. et CHO, D. (2014). Are the Long-Term Unemployed on the Margins of the Labor Market. In *Brookings Panel on Economic Activity*.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P., SCHMIDT, P. et SCHIN, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationnarity against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54:pp. 159–178.
- KYDLAND, F. et PRESCOTT, E. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50:pp. 1345–1370.
- LANG, D. et DE PERRETI, C. (2009). A strong hysteretic model of Okun's law : theory and preliminary investigation. *International Review of Applied Economics*, 23:pp. 445–462.

- LAUBACH, T. (2001). Measuring the NAIRU : Evidence from Seven Economies. *Review of Economics and Statistics*, 83:pp. 218–231.
- LEE, J. (2000). The Robustness of Okun's law : Evidence from OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, 22:pp. 331–356.
- LLAUDES, R. (2005). The Phillips Curve and Long-Term Unemployment. *Working Paper Series, European Central Bank*, 2:pp. 1–47.
- MALLEY, J. et MOLANA, H. (2007). The Relationship between Output and Unemployment with Efficiency Wages. *German Economic Review*, 8:pp. 561–577.
- MALLEY, J. et MOLANA, H. (2008). Output, unemployment and Okun's law : Some evidence from the G7. *Economics Letters*, 101:pp. 113–115.
- MARINKOV, M. et GELDENHUYS, J.-P. (2007). Cyclical Unemployment and Cyclical Output : an estimation of Okun's Coefficient for South Africa. *South African Journal of Economics*, 75:pp. 373–390.
- MITRA, S. et SINCLAIR, T. (2012). Output fluctuations in the G7 : an unobserved component approach. *Macroeconomic dynamics*, 16:pp. 396–422.
- MOOSA, I. (1997). A cross-country comparison of Okun's coefficient. *Journal of Comparative Economics*, 24:pp. 335–356.
- MOOSA, I. (2008). Economic Growth and Unemployment in Arab Countries : Is Okun's law Valid ? *Journal of Development and Economic Policies*, 10:pp. 5–24.
- MORLEY, J. (2007). The Slow Adjustment of Aggregate Consumption to Permanent Income. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36:pp. 615–638.
- MORLEY, J., NELSON, C. et ZIVOT, E. (2003). Why are the Beveridge-Nelson and unobserved components decomposition of GDP so different ? *Review of Economics and Statistics*, 85:pp. 235–243.
- MORLEY, J. et PIGER, J. (2012). The Asymmetric Business Cycle. *Review of Economics and Statistics*, 94:pp. 208–221.
- MUSCATELLI, V. et TIRELLI, P. (2001). Unemployment and growth : some empirical evidence from structural time series model. *Applied Economics*, 33:pp. 1083–1088.
- NEFTÇİ, S. (1984). Are econometric time series asymmetric over the business cycle ? *Journal of Political Economy*, 92:pp. 307–318.

- NELSON, C. et PLOSSER, C. (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. *Journal of Monetary Economics*, 10:pp. 139–167.
- NICKELL, S. et van OURS, J. (2000). The Netherlands and the United Kingdom : a European Unemployment miracle ? *Economic Policy*, 15:pp. 135–180.
- OHANIAN, L. et RAFFO, A. (2012). Aggregate Hours worked in OECD countries : New Measurement and Implications for Business Cycles. *Journal of Monetary Economics*, 59:pp. 40–56.
- OI, W. (1962). Labor as a Quasi-Fixed Factor. *Journal of Political Economy*, 70:pp. 538–555.
- OKUN, A. (1962). Potential GNP : Its Measurement and Significance. *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association*, pages pp. 98–104.
- OWYANG, M. et SEKHPOSYAN, T. (2012). Okun’s law over the Business cycle : Was the Great Recession All That Different. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 94:pp. 399–418.
- PALLEY, T. (1993). Okun’s law and the asymmetric and changing behavior of the USA economy. *International Review of Applied Economics*, 7:pp. 144–162.
- PERRON, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57:pp. 1631–1401.
- PERRON, P. et WADA, T. (2009). Let’s take a break : Trends and Cycles in US real GDP. *Journal of Monetary Economics*, 56:pp. 749–765.
- PESARAN, H., SCHIN, Y. et SMITH, R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16:pp. 289–326.
- PLOSSER, C. et SCHWERT, W. (1979). Potential GNP : Its Measurement And Significance A Dissenting Opinion. *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, 10:pp. 179–186.
- PRACHOWNY, M. (1993). Okun’s law : Theoretical Foundations and Revised Estimates. *Review of Economics and Statistics*, 75:pp. 331–336.
- PÉREZ-ALONSO, A. et DI SANZO, S. (2011). Unemployment and Hysteresis : a Nonlinear Unobserved Components Approach. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 15:pp. 1–27.

- PROIETTI, T. (2006). Trend-Cycle Decompositions with Correlated Components. *Econometric Review*, 25:pp. 61–84.
- ROTHMAN, P. (1991). Further Evidence on the Asymmetric Behavior of Unemployment Rates on the Business Cycle. *Journal of Macroeconomics*, vol.13:pp. 291–298.
- SCHORDERET, Y. (2001). Revisiting Okun’s law : an hysteretic perspective. Discussion paper, University of California, San Diego.
- SÖGNER, L. et STIASSNY, A. (2002). An analysis on the structural stability of Okun’s law - a cross-country study. *Applied Economics*, 14:pp. 1775–1787.
- SHIN, Y., YU, B. et GREENWOOD-NIMMO, M. (2011). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in an ardl Framework. *Mimeo Leeds University Business School*, 1:pp. 1–61.
- SIEBERT, H. (1997). Labor Market Rigidities : at the root of Unemployment in Euope. *Journal of Economic Perspectives*, 11:pp. 37–54.
- SILVAPULLE, P., MOOSA, I. et SILVAPULLE, M. (2004). Asymmetry in Okun’s law. *Canadian Journal of Economics*, 4:pp. 353–374.
- SINCLAIR, T. (2009). The relationships between permanent and transitory movements in US output and the unemployment rate. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41:pp. 529–542.
- STANLEY, T. (2008). Meta-regression Methods for Detecting and Estimating Empirical Effects in the Presence of Publication Selection. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70:pp. 103–127.
- STANLEY, T. et JARREL, S. (1989). Meta-Regression Analysis : A Quantitative Method of Literature Surveys. *Journal of Economic Surveys*, 3:pp. 161–170.
- STOCK, J. et WATSON, M. (1988). Variable trends in Economic Time Series. *Journal of Economic Perspectives*, 2:pp 147–174.
- STOCKHAMMER, E. et STURN, S. (2012). The Impact of Monetary Policy on Unemployment Hysteresis. *Applied Economics*, 44:pp. 2743–2756.
- THIRLWALL, A. (1969). Okun’s Law and the natural rate of growth. *Southern Economic Journal*, 36:pp. 87–89.
- VAN ZANDWEGHE, W. (2010). Why Have the Dynamics of Labor Productivity Changed ? *Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City*, 3:pp. 5–30.

- VERHEYEN, F. (2013). Interest rate pass-through in the EMU - new evidence using the nonlinear ARDL framework. *Economics Bulletin*, 33:pp. 730–739.
- VILLAVERDE, J. et MAZA, A. (2009). The Robustness of Okun's law, 1980-2004 : Regional evidence. *Journal of Policy Modeling*, 31:pp. 289–297.
- VIRÉN, M. (2001). The Okun curve is non-linear. *Economics Letters*, 70:pp. 253–257.
- WEBER, C. (1995). Cyclical Output, Cyclical Unemployment, and Okun's coefficients : a new approach. *Journal of Applied Econometrics*, 10:pp. 433–445.
- ZANIN, L. et MARRA, G. (2012). Rolling Regression versus Time-Varying Coefficient Modelling : an Empirical Investigation of the Okun's law in some Euro area countries. *Bulletin of Economic Research*, 64:pp. 91–108.
- ZARNOWITZ, V. et OZYILDIRIM, A. (2006). Time series decomposition and measurement of business cycles, trends and growth cycles. *Journal of Monetary Economics*, 53:pp. 1717–1739.
- ZIVOT, E. et ANDREWS, D. (1992). Further evidence of Great Crash, the Oil Price Shock and Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10:pp. 251–270.

Table des figures

1	Taux de chômage aux Etats-Unis	5
2	Taux de chômage en Allemagne	6
3	Taux de chômage en France	7
4	La loi d’Okun aux Etats-Unis 1949-2012	8
1.1	Chronologie des articles de la méta-analyse	23
1.2	<i>funnel plot</i> en l’absence de biais de publication	26
1.3	<i>funnel plot</i> en l’absence de biais de publication avec les études non publiées.	27
1.4	<i>funnel plot</i> en présence de biais de publication de type I	27
1.5	Graphique en entonnoir : chômage en endogène	33
1.6	Graphique en entonnoir : PIB en endogène	33
1.7	Graphique de Galbraith : chômage en endogène	35
1.8	Graphique de Galbraith : PIB en endogène	35
2.1	Régression glissante de loi d’Okun en données annuelles : version “gap” (CBO)	52
2.2	Régression glissante de loi d’Okun en données annuelles : version “gap” (HP)	53
2.3	Régression glissante de loi d’Okun en données annuelles : version “diffé- rences premières”	53
2.4	Régression glissante de loi d’Okun en données trimestrielles : version gap (CBO)	54
2.5	Régression glissante de loi d’Okun en données trimestrielles : version gap (HP)	54
2.6	Régression glissante de loi d’Okun en données trimestrielles : version “pre- mières différences”	55
2.7	Productivité horaires pendant trois récessions majeures aux Etats-Unis	61
2.8	Productivité horaire durant la Grande Récession	78
2.9	Dynamique du chômage au cours de la “Grande Récession”	84
2.10	Taux de chômage aux Etats-Unis	100
3.1	Evolution du logarithme du PIB réel (base 100 en 2005) entre 2005 et 2011	102
3.2	Dynamique du taux de chômage au cours de la “Grande Récession”	103

3.3	PIB réel et Composante Permanente en Allemagne	110
3.4	PIB réel et Composante Permanente en France	110
3.5	PIB réel et Composante Permanente en Italie	111
3.6	PIB réel et Composante Permanente au Royaume-Uni	111
3.7	Composante transitoire du PIB réel entre 2005 et 2010	113
3.8	PIB réel et composante permanente au cours de la “Grande Récession” . .	113
3.9	Chômage et Composante Permanente en Allemagne	121
3.10	Chômage et Composante Permanente en France	121
3.11	Chômage et Composante Permanente en Italie	122
3.12	Chômage et Composante Permanente au Royaume-Uni	122
3.13	Composante transitoire du PIB réel : Allemagne	144
3.14	Composante transitoire du PIB réel : France	144
3.15	Composante transitoire du PIB réel : Italie	145
3.16	Composante transitoire du PIB réel : Royaume-Uni	145
3.17	Composante transitoire du chômage : Allemagne	146
3.18	Composante transitoire du chômage : France	146
3.19	Composante transitoire du chômage : Italie	147
3.20	Composante transitoire du chômage : Royaume-Uni	147
4.1	Multiplicateurs dynamiques au Royaume-Uni (deux régimes)	190
4.2	Multiplicateurs dynamiques au Royaume-Uni (trois régimes)	191
4.3	Part des chômeurs de longue durée dans le chômage total en %	194
4.4	Multiplicateurs dynamiques de la Courbe de Phillips	201

Liste des tableaux

1.1	Statistique descriptives sur l'échantillon	23
1.2	Stratégies empiriques pour l'estimation de la loi d'Okun	24
1.3	Résumé des variables explicatives	31
1.4	Test du biais de publication de type I et mesure de l'effet "authentique" . .	34
1.5	Test du biais de publication de type II	36
1.6	Méta-régression multivariée	41
2.1	Emploi et productivité au cours des récessions aux Etats-Unis	65
2.2	Emploi et productivité au cours des récessions en France	66
2.3	Emploi et productivité au cours des récessions en Allemagne	66
2.4	Emploi et productivité au cours des reprises aux Etats-Unis	67
2.5	Emploi et productivité au cours des reprises en France	67
2.6	Emploi et productivité au cours des reprises en Allemagne	68
2.7	Heures agrégées au cours des récessions aux Etats-Unis	71
2.8	Heures agrégées au cours des récessions en France	72
2.9	Heures agrégées au cours des récessions en Allemagne	72
2.10	Heures agrégées au cours des reprises aux Etats-Unis	73
2.11	Heures agrégées au cours des reprises en France	73
2.12	Heures agrégées au cours des reprises en Allemagne	74
2.13	Decomposition de la loi d'Okun aux Etats-Unis	77
2.14	Decomposition de la loi d'Okun en France	79
2.15	Décomposition de la loi d'Okun en Allemagne	80
2.16	Reprise et récession en France : spécification statique	87
2.17	Reprise et récession en Allemagne : spécification statique	87
2.18	Reprise et récession en France : spécification dynamique	89
2.19	Reprise et récession en Allemagne : spécification dynamique	90
2.20	Reprise et récession aux Etats-Unis : spécification statique	91
2.21	Reprise et récession aux Etats-Unis : spécification dynamique	92
2.22	Reprise (PIB potentiel) : spécification statique	93

2.23	Reprise (PIB potentiel) : spécification dynamique	94
2.24	Comparaison des reprises “historiques” et des <i>jobless recoveries</i>	95
2.25	Comparaison des reprises “historiques” et de la reprise 2009-2010	96
3.1	Estimation par maximum de vraisemblance du modèle CIC	109
3.2	Estimation des coefficients d’Okun	126
3.3	Estimation par maximum de vraisemblance du modèle CIC avant la “Grande Récession”	130
3.4	Changement structurel dans le PIB en Allemagne	132
3.5	Changement structurel dans le PIB en Italie	133
3.6	Changement structurel dans le PIB en Royaume-Uni	133
3.7	Changement structurel dans le PIB en France	133
3.8	Estimation par maximum de vraisemblance du modèle CIC avec changement structurel dans le PIB réel	134
3.9	Estimation par maximum de vraisemblance du modèle CIC avec changement structurel dans le PIB réel et le chômage	138
3.10	Estimation par maximum de vraisemblance du modèle CIC avec covariances nulles	141
3.11	Critères AIC pour différents ARMA(p,q) de la série du PIB réel en différences premières	149
3.12	Critères AIC pour différents ARMA(p,q) de la série du chômage en différences premières	150
3.13	Datation des pics et creux d’après la méthodologie <i>business cycle</i> de l’ECRI	151
3.14	Datation des pics et creux d’après la méthodologie <i>growth cycle</i> de l’OCDE	151
3.15	Résultats des tests ADF sur le PIB réel et le chômage	155
3.16	Résultats des tests ERS sur le PIB réel et le chômage	156
3.17	Résultats des tests Zivot-Andrews sur le PIB réel et le chômage	157
4.1	Estimation du modèle ARDL linéaire	178
4.2	Estimation du modèle ARDL uniquement en “différences premières”	180
4.3	Estimation du modèle ARDL asymétrique avec seuil nul	182
4.4	Estimation du modèle ARDL asymétrique avec seuil alternatif	184
4.5	Estimation du modèle ARDL asymétrique : 30/70	185
4.6	Résumé des coefficients de long terme (trois régimes)	187
4.7	Courbe de Phillips en Allemagne	196
4.8	Courbe de Phillips asymétrique en Allemagne	197
4.9	Courbe de Phillips en France	198
4.10	Courbe de Phillips asymétrique en France	198

4.11	Courbe de Phillips au Royaume-Uni	199
4.12	Courbe de Phillips asymétrique au Royaume-Uni	199
4.13	Test ADF sur le PIB réel	204
4.14	Test ADF sur le taux de chômage	204
4.15	Test KPSS sur le PIB réel	205
4.16	Test KPSS sur le taux de chômage	205

Table des matières

Remerciements	1
Introduction Générale	3
1 La méta-analyse du coefficient d’Okun	15
1.1 Introduction	16
1.2 Le choix de la variable endogène	17
1.3 Le choix de la littérature dans la méta-analyse	21
1.4 Méta-analyse : test du biais de publication	25
1.5 Analyse graphique et estimation bivariée du biais de publication et de l’effet “authentique”	32
1.5.1 Les biais de publication	32
1.5.2 Les valeurs de l’effet “authentique”	37
1.6 Une approche multi-variée de la méta-analyse	37
1.6.1 Totalité de l’échantillon	37
1.6.2 Travail empirique sur les sous-échantillons	39
1.7 Conclusion	43
2 Les fondements empiriques de la loi d’Okun	45
2.1 Introduction	46
2.2 La loi d’Okun aux Etats-Unis : valeur et évolution	47
2.2.1 Une mesure du PIB potentiel	47
2.2.2 La valeur du coefficient d’Okun	49
2.2.3 Données annuelles	51
2.2.4 Un coefficient sensible à l’état du cycle économique	51
2.3 Les fondements empiriques de la loi d’Okun	55
2.3.1 Le coefficient d’Okun : un élément de la quantité de travail	56
2.3.2 La productivité procyclique du travail et la loi d’Okun	59
2.4 Le marché du travail pendant les récessions et les reprises	60
2.4.1 La productivité du travail au cours des récessions et reprises	61

2.4.2	Le choix des firmes entre marge intensive et marge extensive	68
2.5	Les fondements empiriques de la loi d'Okun remis en cause?	74
2.5.1	La disparition du <i>labour hoarding</i> aux Etats-Unis	76
2.5.2	La progression de la marge extensive en Europe	79
2.5.3	La marge intensive : un outil occasionnel?	81
2.6	La déformation de la loi d'Okun au cours des phases du cycle	83
2.6.1	La relation d'Okun au cours de la "Grande Récession"	83
2.6.2	Déformation du coefficient d'Okun en périodes de récessions et de reprises	85
2.7	Conclusion	97
2.A	Annexes du Premier Chapitre	100
3	La nature des fluctuations macroéconomiques en Europe	101
3.1	Introduction	102
3.2	Le modèle à composantes inobservées corrélées	105
3.2.1	Méthodologie	105
3.2.2	Données	107
3.3	La primauté des chocs permanents dans le PIB réel	112
3.3.1	Estimation	112
3.3.2	Une corrélation négative	114
3.3.3	La nature du "cycle" économique	117
3.4	La composante permanente du chômage	119
3.4.1	Estimation	119
3.4.2	Hystérèse en Europe	119
3.4.3	La lenteur de l'ajustement	123
3.5	Les corrélations reliant le PIB réel et le chômage	124
3.5.1	La loi d'Okun	124
3.5.2	Corrélations permanentes du PIB réel et du chômage	127
3.6	Robustesse des résultats	128
3.6.1	La sensibilité des résultats à la "Grande Récession"	128
3.6.2	Sensibilité aux rythmes de croissance	131
3.6.3	Changement structurel dans le taux de chômage	136
3.7	Comparaison avec le modèle de Clark	139
3.8	Conclusion	148
3.A	Annexes du Troisième Chapitre	149
B	Mise en forme du modèle CIC en espace-état	152
C	Tests de racine unitaire sur les séries du PIB réel et du chômage	153

4	L'asymétrie à long terme de la loi d'Okun	159
4.1	Introduction	160
4.2	Revue de la littérature	162
4.2.1	Travaux empiriques sur l'asymétrie du coefficient d'Okun	162
4.2.2	Travaux théoriques sur l'asymétrie	169
4.3	Le modèle autorégressif cointégré et asymétrique	172
4.3.1	Définition du modèle	172
4.3.2	Données	175
4.3.3	Ordre d'intégration des séries	177
4.4	Résultats	178
4.4.1	PIB réel et chômage : absence de relation en niveau	178
4.4.2	L'asymétrie de la relation de cointégration	180
4.4.3	Un seuil alternatif	182
4.4.4	Le modèle asymétrique à trois régimes	184
4.4.5	Une relation asymétrique au Royaume-Uni	188
4.5	Asymétrie de la courbe de Phillips	191
4.5.1	Hystérèse au sein du Royaume-Uni	192
4.5.2	Asymétrie dans la courbe de Phillips	195
4.6	Conclusion	202
4.A	Annexes du Quatrième Chapitre	204
	Conclusion Générale	207
	Bibliographie	213
	Table des figures	223
	Liste des tableaux	225

VU :

Le Directeur de Thèse
(Christophe Tavera)

VU :

Le Responsable de l'École Doctorale
(Franck Moraux)

VU pour autorisation de soutenance

Rennes, le

Le Président de l'Université de Rennes 1

Guy CATHELINEAU

VU après soutenance pour autorisation de publication :

Le Président de Jury,

La déformation de la loi d'Okun au cours du cycle économique

Résumé:

Cette thèse met en évidence l'aspect asymétrique de l'élasticité du chômage par rapport à la production aux Etats-Unis et en Europe. Une première partie de ce travail empirique revient sur une estimation de la valeur "authentique" du coefficient d'Okun corrigé du biais de publication. Nous employons une méta-analyse et nous montrons qu'un aspect important de déformation du coefficient réside dans le choix de la variable endogène. Dans le second chapitre, nous montrons que la loi d'Okun implique dans ses fondements un comportement procyclique de la productivité générée par la pratique de la rétention de main d'œuvre. L'économie américaine présente une déformation significative du coefficient d'Okun au cours des récessions et reprises depuis le milieu des années 80, quand la productivité a perdu son caractère procyclique. En Allemagne et en France, à l'inverse, le coefficient d'Okun se déforme peu au cours du cycle. Cette spécificité européenne pourrait venir de la nature des fluctuations macroéconomiques. Ainsi, l'économie allemande enregistre des chocs macroéconomiques avec un fort caractère transitoire et persistant. Néanmoins, le reste des pays européens présentent des chocs de nature permanente. Dans le dernier chapitre, nous montrons que le PIB réel et le chômage peuvent partager une relation de cointégration asymétrique qui semble être associée à une courbe de Phillips asymétrique.

Mots-clé : Loi d'Okun, Cycle économique, Marché du travail, Asymétrie, Séries temporelles, Méta-analyse.

Codes JEL : C23, C32, E24, E32

The asymmetry of Okun's law along business cycle

Abstract:

This dissertation aims at study asymmetry of elasticity of unemployment to output in United States and Europe. In the first chapter, we employ a meta-analysis to identify the "authentic" value of Okun's law coefficient beyond publication bias. We show that measure of Okun's coefficient depends about the choice of endogenous variable. In the second chapter, it appears that Okun's law implies a labor productivity procyclical as firm practices labor hoarding. According our estimates, Okun's law presents significative evidence of asymmetry during recessions and recoveries especially since the mid-1980s when positive correlation between real GDP and productivity has disappeared. Conversely, in France and Germany, we observe a more stable Okun's coefficient along business cycle. The nature of macroeconomic movements in Europe could potentially explain these findings. Germany supports transitory and persistent movements in real GDP and unemployment. Nevertheless, macroeconomic movements in other European countries are driven by permanent shocks. In last chapter, we investigate asymmetric cointegration in a sample of European countries (France, Germany and United Kingdom), we show that asymmetric cointegration between real GDP and unemployment seems to be linked to an asymmetric Phillip's curve.

Keywords : Okun's law, Business cycle, Labor Market, Asymmetry, Time series, Meta-analysis.

JEL codes : C23, C32, E24, E32